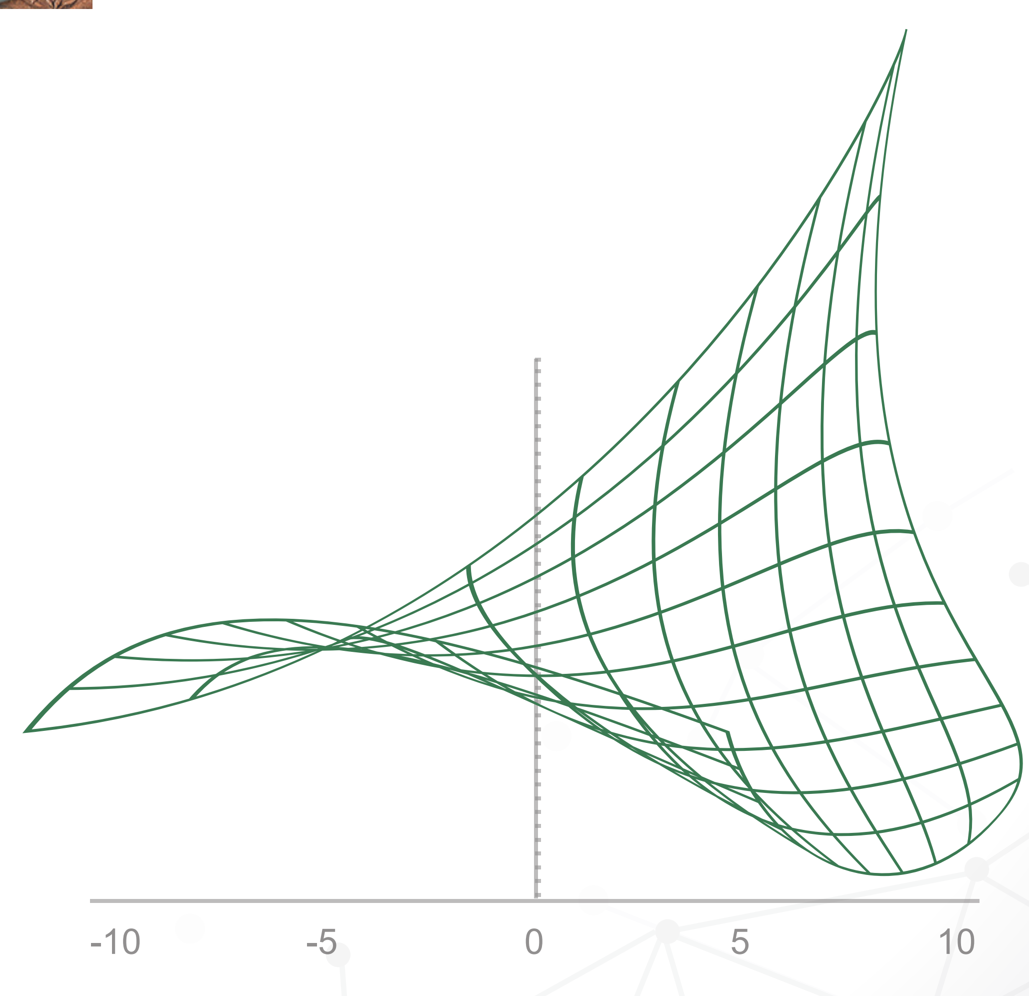
JUNIO 2017




# REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS




Nº 33

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ

*Página en blanco*

**ESTUDIOS ECONÓMICOS**
ISSN 1028-6438
Hecho el depósito legal en la Biblioteca Nacional del Perú 97-1316

# ESTUDIOS ECONÓMICOS 33

BANCO CENTRAL DE RESERVA DEL PERÚ



JUNIO 2017

*Página en blanco*

# Estudios Económicos 33

**Banco Central de Reserva del Perú**




La *Revista Estudios Económicos* (REE) es una publicación del Banco Central de Reserva del Perú que tiene como objetivo la divulgación de investigaciones económicas en temas de interés para el Banco Central de Reserva del Perú y la economía peruana. Las principales áreas de interés de la REE incluyen macroeconomía, política monetaria, economía internacional, política económica y finanzas.

*Página en blanco*



# Contenido

**El efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria en Perú: evidencia reciente . 9**
*Erick Lahura*

Este trabajo estima el efecto de cambios en la tasa de interés de política monetaria sobre las tasas de interés activas y pasivas del sector bancario peruano, así como la velocidad a la cual se transmite dicho efecto. Para ello, se estiman modelos de corrección de errores, lineales y no lineales, que asumen la existencia de una relación de largo plazo entre cada tasa de interés bancaria y la tasa de política monetaria. Los resultados para el periodo de agosto 2010 a mayo 2017 muestran que el efecto traspaso: (i) es mayor sobre las tasas de interés activas que sobre las pasivas; (ii) es mayor cuando los plazos de los créditos son menores a un año; y (iii) es cercano a 1 cuando los plazos son menores a un año. Respecto a la velocidad de transmisión: (i) las tasas de interés activas de corto plazo se ajustan más rápidamente que las de largo plazo; y (ii) las tasas de interés activas se ajustan más rápidamente que las pasivas.

**Condiciones de mercado y calidad como determinantes del traspaso del tipo de cambio 29**
*Renzo Castellares*

Este documento estima el traspaso del tipo de cambio a los precios utilizando datos del mercado de vehículos usados. Para ello, se utiliza información semanal de anuncios de ventas de vehículos publicados en el diario El Comercio entre los años 2014 y 2016. Se encuentra que, controlando por las características invariantes de cada vehículo y anunciante, tanto las condiciones del mercado –la estrechez–, como de los bienes –el precio–, modifican el traspaso del tipo de cambio. Finalmente, se halla evidencia de presencia de asimetrías en el traspaso del tipo de cambio a los precios.

**Dolarización real en el Perú** .......................................................... **43**
*Alex Contreras, Zenón Quispe, Fernando Regalado y Martín Martínez*

Aunque la dolarización financiera se ha reducido considerablemente (en el caso de los créditos, de más de 80 en 1990 a menos de 30 en 2017), la dolarización de las transacciones persiste en niveles altos (alrededor de 60 por ciento). Ello impone desafíos importantes a la política monetaria, principalmente en escenarios de mayor volatilidad del tipo de cambio, que afectan a la inflación doméstica a través del traspaso hacia precios. Este documento presenta una medición de la dolarización real a nivel sectorial y al nivel de la estructura de costos de las empresas no financieras, lo que resulta crucial para comprender mejor este fenómeno y contribuir al diseño de la política monetaria en el Perú.

**Políticas monetaria y macroprudencial óptimas post Basilea III** ......................... **57**
*Carlos Rojas*

El presente trabajo estudia la interacción entre las políticas monetaria y macroprudencial óptimas en una economía pequeña y abierta calibrada para el caso de la economía chilena frente a un choque de riesgo financiero, al estilo de Christiano y otros (2014). Con este fin, se utiliza el modelo propuesto en García-Cicco y otros (2014) modificándolo con el propósito de introducir un regulador bancario. Específicamente, el modelo evalúa el efecto en el bienestar de utilizar un requerimiento de capital cíclico como el propuesto en Basilea III, así como la relación entre este requerimiento y la tasa de interés de política monetaria en un contexto de estrés financiero. Los resultados de este ejercicio de calibración sugieren que la política monetaria no responda a fluctuaciones en el crédito bancario ante un choque de riesgo financiero debido a que esto incrementaría los costos de la estabilización macroeconómica. Con respecto a las ganancias de bienestar, la introducción del componente cíclico del requerimiento de capital propuesto en Basilea III genera ganancias significativas en comparación con el régimen de Basilea II.



# CONTENTS

**The pass-through from policy interest rates: Recent evidence** .............................. **9**
*Erick Lahura*

The main purpose of this paper is to estimate the effect of changes in the monetary policy interest rate on existing loan and deposit interest rates of the Peruvian banking sector, known as “interest rate pass-through effect”, and its speed of transmission. For this purpose, we estimate linear and nonlinear error correction models that assume the existence of a long term relationship between each bank interest rate and the monetary policy rate. The results for the period August 2010 to May 2017 show that the pass-through effect: (i) is greater on active interest rates than on passive interest rates, (ii) it is greater for interest rates on short-term (less than one year) loans compared to long-term loans, and (iii) it is close to 1 for interest rates on short-term loans. With respect to the speed of transmission, we find that: (i) interest rates on short-term loans adjust faster than those on long-term loans, and (ii) interest rates on loans adjust on average faster than those on deposits.

**Market conditions and quality as determinants of exchange rate pass-through** .......... **29**
*Renzo Castellares*

This paper estimates the exchange-rate pass-through to prices with data from the used-car market. We use weekly advertisements of car sales appearing in El Comercio newspaper between 2014 and 2016. We find, controlling for invariant features of cars and sellers, that market conditions such as tightness and price levels, modify exchange rate pass-through. Last, we find evidence of pass-through asymmetry conditional also on market tightness and car quality.

**Real dollarization in Peru** .......................................................... 43
*Alex Contreras, Zenón Quispe, Fernando Regalado y Martín Martínez*

Even though financial dollarization has been considerably reduced (in the case of bank credit, from 82 percent in 1990 to less than 30 percent in 2017), transaction dollarization persists at still high levels (close to 60 percent). This imposes challenges to monetary policy, mainly during events of undue exchange rate volatility which affect domestic inflation through the exchange rate pass-through. This document presents measures of real dollarization at the both; sectorial level and costs in a sample of non-financial firms. These mesures are key to understand the dollarization phenomenon and design appropriate monetary policy.

**Optimal monetary and macroprudential policies after Basel III** .......................... 57
*Carlos Rojas*

This paper studies the interaction between optimal monetary and macroprudential policies in a small open economy calibrated for the Chilean economy that faces a financial risk shock. A DSGE model that introduces a banking regulator is used to evaluate the welfare implications of using a cyclical capital requirement as proposed in Basel III. Also, it studies the interaction between this capital requirement and the policy interest rate amid a financial stress situation. The results of the calibration exercise suggest that monetary policy should not respond to banking credit fluctuations when a financial risk shock hits because doing so increases the macroeconomic stabilization costs. Regarding welfare gains, the introduction of cyclical capital requirements proposed in Basel III generates significant gains relative to the regime set in Basel II.

Derechos Reservados © 2017 Banco Central de Reserva del Perú
*Revista Estudios Económicos* **33**, 9 - 27 (Junio 2017)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos.html



# El efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria en Perú: Evidencia reciente

ERICK LAHURA*

*Este trabajo estima el efecto de cambios en la tasa de interés de política monetaria sobre las tasas de interés activas y pasivas del sector bancario peruano, así como la velocidad a la cual se transmite dicho efecto. Para ello, se estiman modelos de corrección de errores, lineales y no lineales, que asumen la existencia de una relación de largo plazo entre cada tasa de interés bancaria y la tasa de política monetaria. Se analizan las tasas de interés activas de préstamos corporativos, grandes y medianas empresas, y las tasas de interés pasivas de depósitos a plazo, ahorro y cuenta corriente. Los resultados para el periodo de agosto 2010 a mayo 2017 muestran que el efecto traspaso: (i) es mayor sobre las tasas de interés activas que sobre las pasivas; (ii) es mayor cuando los plazos de los créditos son menores a un año; y (iii) es cercano a 1 cuando los plazos son menores a un año. Respecto a la velocidad de transmisión: (i) las tasas de interés activas de corto plazo se ajustan más rápidamente que las de largo plazo; y (ii) las tasas de interés activas se ajustan más rápidamente que las pasivas.*

| | | |
|---|---|---|
| **Palabras Clave** | : | Tasa de interés, política monetaria, modelo de corrección de errores. |
| **Clasificación JEL** | : | E43, E50, E52. |

La política monetaria en Perú tiene como principal objetivo preservar la estabilidad monetaria, lo cual implica mantener un nivel de inflación bajo y estable en el tiempo. El diseño e implementación de la política monetaria se realiza bajo un esquema de Metas Explícitas de Inflación (MEI), a través del cual el banco central busca anclar las expectativas inflacionarias de los agentes económicos anunciando un rango meta para la inflación, el cual se ubica entre 1 y 3 por ciento desde el año 2007.[1]

En términos operativos, todos los meses el banco central toma decisiones sobre la tasa de interés de política monetaria con el objetivo de mantener el nivel de inflación dentro del rango meta.[2] El supuesto detrás de este mecanismo es que los cambios en la tasa de política monetaria se transmiten automáticamente

* Subgerencia de Investigación, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Miró Quesada 441, Lima 1, Perú (e-mail: erick.lahura@bcrp.gob.pe).
El autor agradece a Adrián Armas (BCRP), Paul Castillo (BCRP), José Dorich (Banco de Canadá), Fernando Pérez (BCRP), Marco Ortiz (BCRP), Tanja Sturm (Consultora Internacional), Marco Vega (BCRP) y Zenón Quispe (BCRP) por sus valiosos comentarios y sugerencias, así como a los demás participantes del Seminario de Investigación Económica del BCRP (Julio, 2017). Las opiniones expresadas en este documento corresponden al autor y no reflejan necesariamente la posición del BCRP.

1 El régimen MEI entró en vigencia en enero del año 2002, con una meta de inflación de 2.5% y un margen de tolerancia de un punto porcentual hacia arriba y hacia abajo de dicha tasa. Dicha meta estuvo vigente hasta diciembre del año 2006.

2 Esta tasa de interés, denominada *tasa de interés de referencia*, establece un nivel de referencia para la tasa de interés del mercado interbancario que es compatible con la meta de inflación.

hacia las diferentes tasas de interés de la economía (activas y pasivas), afectando así las decisiones de gasto de las empresas y familias, la demanda agregada y, finalmente, la inflación.

El objetivo de este trabajo es estimar el efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria; es decir, el efecto de cambios en la tasa de interés de política monetaria sobre las tasas de interés del sector bancario peruano, así como la velocidad de la transmisión de dicho efecto. Para ello se estiman modelos de corrección de errores, lineales y no lineales, que asumen la existencia de una relación de largo plazo entre cada tasa de interés bancaria $R_{i,t}$ y la tasa de política monetaria $R_{P,t}$. En el caso de los modelos no lineales, su especificación incorpora un umbral similar al de los modelos autoregresivos de umbrales (TAR, *threshold autoregressive models*), pues se asume que la fuente de no linealidad es la reacción asimétrica de las tasas de interés de mercado ante subidas y bajadas de la tasa de interés de política monetaria.

En términos metodológicos, el primer paso es evaluar estadísticamente si las series de tasas de interés son procesos no estacionarios y, condicional a este resultado, determinar si existe una relación de cointegración entre $R_{i,t}$ y $R_{P,t}$; en este caso, la relación de cointegración se interpreta como una relación de largo plazo entre dichas tasas. La presencia de raíces unitarias en las tasas de interés se evalúa a través de la prueba eficiente DF-GLS propuesta por Elliot y Otros (1996), mientras que la existencia de una relación de cointegración se analiza a través de la prueba uniecuacional propuesta por Engle y Granger (1987) y la prueba multiecuacional propuesta por Johansen (1988) y Johansen (1991).

Si se verifica que $R_{i,t}$ y $R_{P,t}$ cointegran, el siguiente paso es la estimación de la relación de cointegración y del modelo de corrección de errores (MCE), a partir de los cuales se obtendrán estimados del efecto traspaso de largo plazo y de la velocidad de transmisión de dicho efecto. Para esto, se utilizan dos enfoques empíricos alternativos. El primer enfoque es uniecuacional y estima el vector de cointegración para $R_{i,t}$ y $R_{P,t}$ utilizando el método eficiente propuesto por Phillips y Hansen (1990); para ello, se asume que $R_{i,t}$ es la variable endógena y que la tasa de interés de política monetaria $R_{P,t}$ es débilmente exógena. Luego, el vector de cointegración estimado se usa como insumo para estimar MCEs parsimoniosos para $R_{i,t}$, lineales y no lineales. El segundo enfoque es el VAR cointegrado, desarrollado por Johansen (1988), Johansen y Juselius (1990), Johansen (1991, 1992) y Juselius (2006). Bajo este enfoque, se estima el vector de cointegración y el MCE de forma simultánea a través de máxima verosimilitud. Luego, se evalúa estadísticamente la exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria, $R_{P,t}$ y, con esta información, se estiman MCE lineales y no lineales parsimoniosos para $R_{i,t}$.[3]

La información utilizada es mensual y corresponde al período de agosto 2010 a mayo 2017. Si bien la tasa de interés de política monetaria se encuentra disponible desde setiembre de 2003, las estadísticas de las tasas de interés bancarias experimentaron un cambio metodológico en julio de 2010 por lo que se encuentran disponibles de manera continua desde agosto 2010. Los resultados muestran que el efecto traspaso y su velocidad de transmisión hacia las tasas de interés bancarias son diferentes para cada tipo de tasa y para cada plazo. En particular, se encuentra que el efecto traspaso: (i) es mayor sobre las tasas de interés activas que sobre las pasivas; (ii) es menor cuando los plazos de los créditos son mayores a un año; y (iii) es incluso cercano a 1 para el caso de las tasas activas menores a un año. Respecto a la velocidad de transmisión del efecto traspaso, se encuentra que: (i) las tasas de interés activas de corto plazo se ajustan más rápidamente que las de largo plazo; y (ii) las tasas de interés activas se ajustan en promedio más rápidamente que las pasivas. Si bien se encuentran indicios de asimetrías en la respuesta de algunas tasas de interés, los resultados no son uniformes y dependen del enfoque empírico utilizado.

Este trabajo contribuye con la literatura para el caso peruano proporcionando nueva evidencia sobre el efecto traspaso, la cual es consistente con los hallazgos previos de Lahura (2006) y Rodríguez (2009). En particular, Lahura (2006) muestra que el efecto traspaso aumentó luego de la adopción del régimen

[3] La metodología descrita en Juselius (2006) no incluye el caso de MCEs no lineales.

de metas explícitas de inflación, siendo mayor en el caso de las tasas de interés activas, hallazgo que se confirma en Rodríguez (2009). Adicionalmente, los resultados obtenidos contribuyen con la literatura que estudia los casos de países latinoamericanos que han adoptado un régimen de metas de inflación, o que están en el proceso, la cual sugiere que el efecto traspaso tiende a ser completo para el caso de las tasas de interés activas menores a un año (véase Gianelli, 2010; Andújar, 2012; Barquero y Mora, 2014; Gómez y Otros, 2016, entre otros).

La metodología utilizada en este trabajo se basa en la literatura empírica internacional que estudia el efecto traspaso de la tasa de interés de política monetaria utilizando series de tiempo (véase, por ejemplo, Paisley, 1994; Cottarelli y Kourelis, 1994; Heffernan, 1997; Sander y Kleimeier, 2004; Hofmann y Mizen, 2004; Gambacorta y Iannotti, 2007; Aristei y Gallo, 2014; Gambacorta y Otros, 2014; von Borstel y Otros, 2016; Ayvouyi-Dovi y Otros, 2017). En particular, los MCEs estimados son similares a los utilizados en Heffernan (1997), Sander y Kleimeier (2004) y Hofmann y Mizen (2004).

La estructura del resto del artículo es como sigue. En la sección 1 se describe la evolución reciente de las tasas de interés del sistema bancario en conjunto con la tasa de política monetaria. En la sección 2 se discute en detalle la relación de largo plazo y los modelos de corrección de errores lineales y no lineales utilizados, así como los enfoques para su estimación y análisis. En la sección 3 se presentan los resultados obtenidos respecto al efecto traspaso y su velocidad de transmisión sobre las tasas de interés bancarias. Finalmente, las conclusiones principales y agenda de investigación se resumen en la sección 4.

# 1 Evolución de las tasas de interés

La información de la tasa de interés de política monetaria y de las tasas de interés activas y pasivas del sistema bancario proviene de la página web del BCRP. Si bien la tasa de interés de política existe desde setiembre de 2003, las estadísticas de tasas de interés activas y pasivas de las empresas bancarias experimentaron un cambio metodológico en julio de 2010, por lo que el análisis se basa en la información disponible desde agosto 2010.

Se utilizaron nueve tasas de interés activas y ocho tasas de interés pasivas, las cuales se detallan en el Cuadro 1. Las tasas de interés corresponden a créditos o depósitos menores a 360 días (tasas de corto

**Cuadro 1.** *Tasas de interés activas y pasivas.*

| Tasas activas | | Tasas pasivas | |
|---|---|---|---|
| $R_{1,t}$ | Preferencial corporativa 90 días | $R_{10,t}$ | Cuenta Corriente |
| $R_{2,t}$ | Corporativa hasta 360 días | $R_{11,t}$ | Ahorros |
| $R_{3,t}$ | Grandes empresas hasta 360 días | $R_{12,t}$ | Depósitos a plazo hasta 30 días |
| $R_{4,t}$ | Medianas empresas hasta 360 días | $R_{13,t}$ | Depósitos a plazo hasta 180 días |
| $R_{5,t}$ | Corporativa mayor a 360 días | $R_{14,t}$ | Depósitos a plazo hasta 360 días |
| $R_{6,t}$ | Grandes empresas mayor a 360 días | $R_{15,t}$ | Depósitos a plazo mayores a 360 días |
| $R_{7,t}$ | Medianas empresas mayor a 360 días | $R_{16,t}$ | TIPMN o tasa de interés pasiva promedio en moneda nacional |
| $R_{8,t}$ | TAMN o tasa de interés activa promedio en moneda nacional | $R_{17,t}$ | FTIPMN o tasa pasiva promedio móvil para operaciones efectuadas durante los últimos 30 días hábiles |
| $R_{9,t}$ | FTAMN o tasa activa promedio móvil para las operaciones efectuadas durante los últimos 30 días hábiles | | |

**Fuente:** BCRP. Elaboración propia.

plazo) o mayores a 360 días (tasas de largo plazo). Además, se usaron promedios de todas las tasas de interés activas (TAMN y FTAMN) y pasivas (TIPMN y FTIPMN).

Se utilizaron dos tasas de interés de flujos, FTAMN y FTIPM, las cuales son calculadas por la Superintendencia de Banca, Seguros y AFP (SBS). Las tasas de interés de "flujos" corresponden a las operaciones de crédito o depósito realizados en los últimos 30 días hábiles. Las demás tasas de interés analizadas son del tipo "saldo", las cuales están asociadas a los saldos de créditos o depósitos vigentes en cada período, pero que fueron realizados en fechas anteriores.

Los Gráficos 1 y 2 (p. 12 y 13, respectivamente) muestra la evolución conjunta de la tasa interés de

**Gráfico 1.** *Evolución de las tasas de interés activas del sistema bancario*

(a) Corporativa hasta 360 días

r = 0,83
prob = 0,00

Tasa de política monetaria — Corporativa hasta 360 días

(b) Corporativa más de 360 días

r = 0,46
prob = 0,00

Tasa de política monetaria — Corporativa mayor a 360 días

(c) Grandes Empresas hasta 360 días

r = 0,82
prob = 0,00

Tasa de política monetaria — Gran Empresa hasta 360 días

(d) Grandes Empresas más de 360 días

r = 0,63
prob = 0,00

Tasa de política monetaria — Gran Empresa mayor a 360 días

(e) Medianas Empresas hasta 360 días

r = 0,76
prob = 0,00

Tasa de política monetaria — Mediana Empresa hasta 360 días

(f) Medianas Empresas más de 360 días

r = 0,35
prob = 0,00

Tasa de política monetaria — Mediana Empresa mayor a 360 días

**Fuente:** BCRP. Elaboración propia.

**Gráfico 2.** *Evolución de las tasas de interés activas del sistema bancario: 2010m8-2017m5 (cont.)*

(a) Preferencial Corporativa 90 días

r = 0,83
prob = 0,00

Tasa de política monetaria — Preferencial a 90 días

(b) TAMN

r = 0,30
prob = 0,01

Tasa de política monetaria — TAMN

(c) FTAMN

r = 0,45
prob = 0,00

Tasa de política monetaria — FTAMN

**Fuente:** BCRP. Elaboración propia.

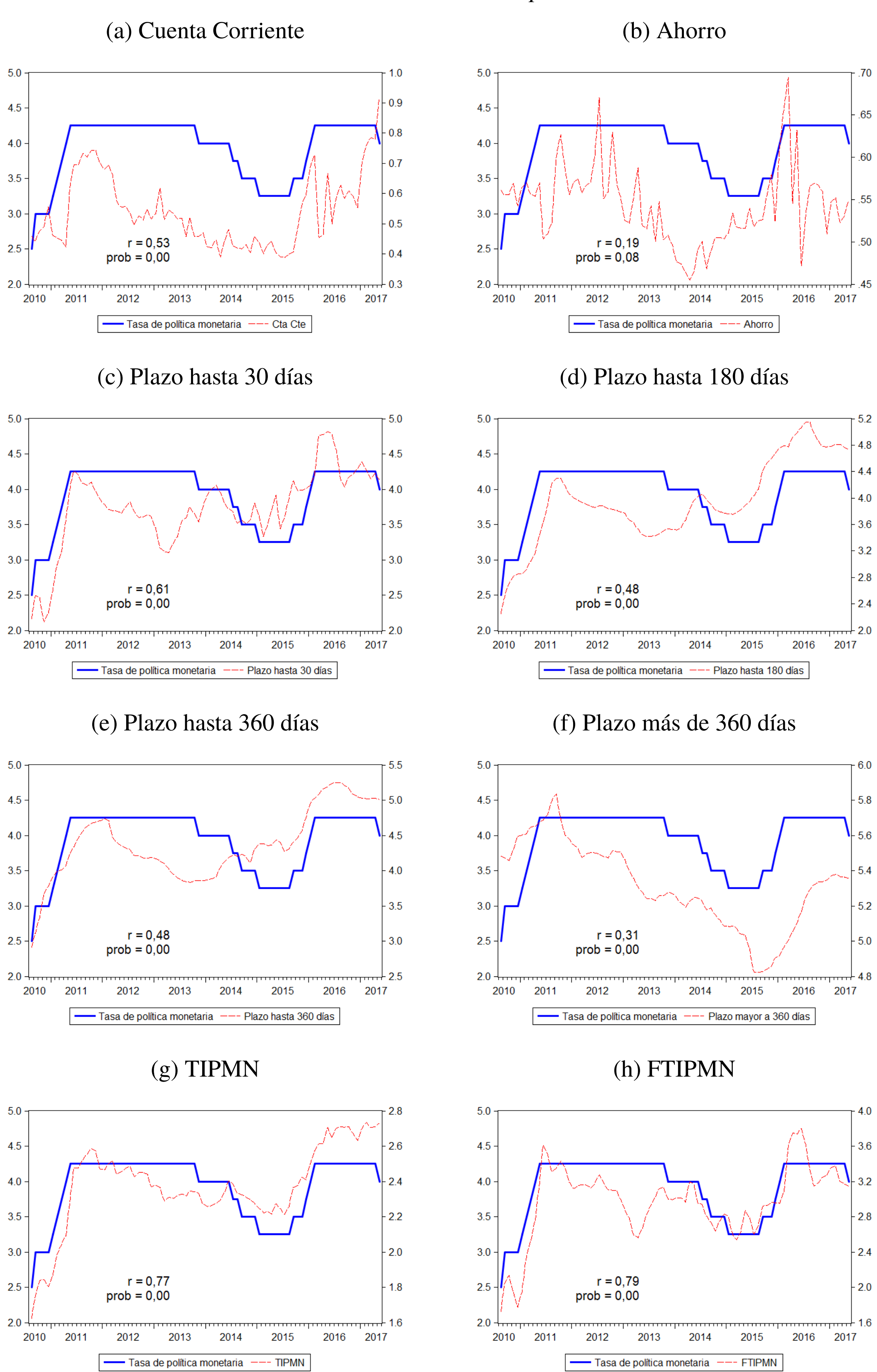
política monetaria y de las tasas de interés activas. En cada panel se incluye el coeficiente de correlación entre la tasa de interés de política monetaria y cada tasa de interés ($r$), así como la probabilidad de que dicho coeficiente de correlación sea cero (*prob*).

Para la muestra analizada, se observa que la tasa de interés de política monetaria está más correlacionada con las tasas de interés activas de corto plazo (préstamos menores a 360 días) que con las de largo plazo (préstamos mayores a 360 días). Este resultado se observa en el caso de los préstamos corporativos ($r = 0.83$ versus $r = 0.46$), los préstamos a grandes empresas ($r = 0.82$ versus $r = 0.63$) y los préstamos a medianas empresas ($r = 0.76$ versus $r = 0.35$). Así, bajo el supuesto de que los movimientos de la tasa de interés de política monetaria son exógenos, estos resultados sugieren que el efecto traspaso podría ser mayor sobre las tasas de interés activas de corto plazo.

Por otro lado, las tasas de interés activas promedio registran los coeficientes de correlación más pequeños dentro del grupo de tasas activas. En particular, se observa que el coeficiente de correlación entre la tasa de interés de política y la TAMN es el más bajo dentro del grupo de las tasas activas ($r = 0.30$), mientras que para la FTAMN dicho coeficiente es el tercero más bajo y de magnitud similar al de los préstamos corporativos de largo plazo ($r = 0.45$).

El Gráfico 3 (p. 14) muestra la evolución conjunta de la tasa interés de política monetaria y de las tasas de interés pasivas. Si se comparan plazos similares, se observa que las correlaciones son menores en comparación con las registradas por las tasas de interés activas, lo que sugiere que el efecto traspaso sería menor sobre las tasas de interés pasivas. También se observa que el coeficiente de correlación entre la tasa de interés de política y las tasas de interés de los depósitos a plazo tiende a reducirse a medida que el

**Gráfico 3.** *Evolución de las tasas de interés pasivas del sistema bancario*



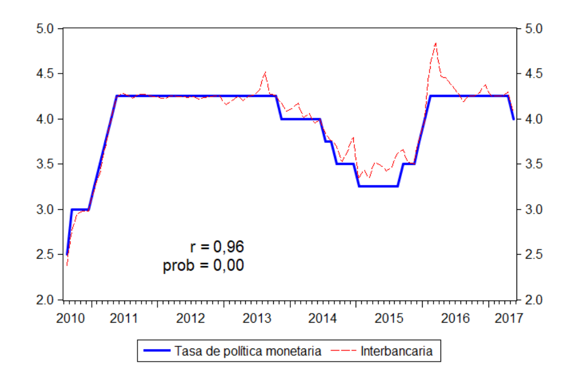

**Fuente:** BCRP. Elaboración propia.

plazo aumenta: $r = 0.61$ para los depósitos a plazo hasta 30 días, $r = 0.48$ para los depósitos a plazo hasta 180 días y para los depósitos a plazo hasta 360 días, y $r = 0.31$ para los depósitos a plazo mayores a 360 días. Por otro lado, la correlación entre la tasa de interés de política monetaria y la tasa de interés de las cuentas corrientes ($r = 0.53$) es mayor en comparación a la correlación con la tasa de interés de depósitos de ahorro ($r = 0.19$), siendo esta última significativa solo al 10 por ciento de confianza ($prob = 0.08$).

Las tasas de interés promedio TIPMN y FTIPMN son las tasas pasivas que tienen los mayores coeficientes de correlación con la tasa de interés de política: $r = 0.77$ para el caso de la TIPMN y $r = 0.79$ para el caso de la FTIPMN. Además, se observa que estos coeficientes de correlación son mayores que los de la TAMN y FTAMN.

Finalmente, el Gráfico 4 (p. 15) muestra la evolución de la tasa de política monetaria y la tasa de interés interbancaria. Se observa que la tasa de interés de política monetaria ha fluctuado entre 2.5% y 4.25%, registrando dos períodos de subidas (de agosto 2010 a mayo 2011 y de setiembre 2015 a febrero 2016) y dos de reducciones (de noviembre 2013 a enero 2015 y desde mayo 2017). Además, es evidente que ha servido de referencia para el nivel de la tasa de interés interbancaria al registrar un coeficiente de correlación muy alto y significativo con esta tasa ($r = 0.96$).

**Gráfico 4.** *Evolución de las tasas de interés de política monetaria y la tasa interbancaria*




**Fuente:** BCRP. Elaboración propia.

En resumen, este análisis descriptivo de la evolución de las tasas de interés sugiere que la tasa de interés de política monetaria tendría un efecto traspaso mayor sobre las tasas de interés activas y, en particular, sobre las tasas de interés activas de corto plazo.

## 2 Metodología empírica

Se asume que existe una relación de largo plazo entre cada tasa de interés bancaria, $R_{i,t}$, y la tasa de interés de política monetaria, $R_{P,t}$, descrita por la siguiente ecuación:

$$R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{P,t} + u_{i,t} \quad (1)$$

donde $\beta_0$ y $\beta_1$ son parámetros y $u_t$ es un proceso estacionario. Si las variables están en equilibrio, entonces el término aleatorio es cero, $u_{i,t} = 0$, y la relación entre las tasas de interés sería exacta, $R_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 R_{P,t}$. Sin embargo, cuando alguna de las variables se desvía de la relación de largo plazo, $u_{i,t} \neq 0$ y $R_{i,t} \neq \beta_0 + \beta_1 R_{P,t}$. El parámetro $\beta_1$ mide el efecto de largo plazo de un cambio en la tasa de interés de política monetaria $R_{P,t}$

sobre la tasa de interés de mercado $R_{i,t}$; es decir, el efecto traspaso de largo plazo.

De acuerdo con el concepto de cointegración (Engle y Granger, 1987), si las tasas de interés $R_{i,t}$ y $R_{P,t}$ son no estacionarias y la serie $u_{i,t}$ es un proceso estacionario, entonces se dice que existe una relación de cointegración entre dichas tasas de interés y $[1, -\beta_1]$ es el vector de cointegración. Además, el teorema de representación de Granger (Engle y Granger, 1987) implica que la relación dinámica entre $R_{i,t}$ y $R_{P,t}$ puede ser descrita a través de un modelo de corrección de errores (MCE) de la forma:

$$\Delta R_{i,t} = c_i + \alpha_i u_{i,t-1} + \Sigma_{j=1}^{q} \theta_j \Delta R_{P,t-j} + \Sigma_{j=1}^{q} \gamma_j \Delta R_{i,t-j} + v_{i,t} \quad (2)$$

$$\Delta R_{P,t} = c_P + \alpha_P u_{i,t-1} + \Sigma_{j=1}^{q} \tilde{\theta}_j \Delta R_{P,t-j} + \Sigma_{j=1}^{q} \tilde{\gamma}_j \Delta R_{i,t-j} + v_{P,t} \,, \quad (3)$$

donde $v_{i,t}$ y $v_{P,t}$ son ruidos blancos, $\Delta R_{i,t} = R_{i,t} - R_{i,t-1}$, $\Delta R_{P,t} = R_{P,t} - R^{P}_{P,t-1}$ y $u_{i,t-1} = R_{i,t-1} - \beta_0 - \beta_1 R_{P,t-1}$.

El parámetro $\alpha_i$ se denomina “velocidad de ajuste”, pues mide el cambio en $\Delta R_{i,t}$ que ocurre en cada período para corregir una desviación respecto del equilibrio de largo plazo y usualmente toma valores entre $-1$ y 0. Si el desequilibrio se produce debido a un aumento (disminución) de la tasa de política monetaria $R_{P,t}$, entonces $\alpha_i$ indica que la tasa de interés de mercado disminuirá (aumentará) el siguiente período para corregir el desequilibrio, un proceso que se repetirá hasta que la tasa de interés $R_{i,t}$ alcance su nuevo nivel de largo plazo. De manera análoga, $\alpha_P$ mide la magnitud en que la tasa de política monetaria se ajusta para restaurar el equilibrio de largo plazo.

Si $R_{P,t}$ es débilmente exógena, entonces $\alpha_P = 0$. Siguiendo a Juselius (2006), la hipótesis de exogeneidad débil de largo plazo de $R_{P,t}$ o ausencia de retroalimentación en niveles cuando el parámetro de interés es $\beta_1$, establece que $R_{P,t}$ tiene influencia en la senda de largo plazo estocástica de $R_{i,t}$ y, al mismo tiempo, $R_{P,t}$ no está afectada por $R_{i,t}$. En este caso, el MCE se reduce a una ecuación que describe $\Delta R_{i,t}$:

$$\Delta R_{i,t} = c_i + \alpha_i u_{i,t-1} + \Sigma_{j=0}^{q} \theta_j \Delta R_{p,t-j} + \Sigma_{j=1}^{q} \gamma_j \Delta R_{i,t-j} + v_{i,t} \,, \quad (4)$$

donde aparece el valor contemporáneo de $\Delta R^{p}_{t}$ como regresor. En este caso, el número promedio de períodos que requiere la tasa de mercado para alcanzar su nuevo nivel de largo plazo se calcula como $-(\beta_1 - \theta_0)/\beta_1 \alpha$ (véase Hendry, 1995).

Tomando en cuenta que la literatura existente sugiere la posibilidad de no linealidades en el proceso de ajuste de las tasas de interés, se asume que el proceso de ajuste de alguna tasa de interés $R_{i,t}$ podría ser asimétrico ante subidas y bajadas de la tasa de interés de política monetaria. Bajo este supuesto, se puede especificar el siguiente MCE no lineal que incluye un umbral similar al de los modelos autoregresivos de umbrales o modelos TAR:

$$\Delta R_{i,t} = c_i + \alpha_{i,1} u_{i,t-1} D_{i,t} + \alpha_{i,2} u_{i,t-1}(1 - D_{i,t}) + \Sigma_{j=0}^{q} \theta_j \Delta R_{p,t-j} + \Sigma_{j=1}^{q} \gamma_j \Delta R_{i,t-j} + v_{i,t} \,, \quad (5)$$

donde $u_{i,t-1} = R_{i,t-1} - \beta_0 - \beta_1 R_{p,t-1}$, y $D_{i,t} = \mathbf{1}[u_{i,t-1} < 0]$. En particular, se puede afirmar que existen asimetrías en el proceso de ajuste si sucede alguna de las siguientes situaciones en la ecuación (5): (i) $\alpha_{i,1} \neq 0$, (ii) $\alpha_{i,2} \neq 0$, (iii) $\alpha_{i,1} \neq 0$, $\alpha_{i,2} \neq 0$ y $\alpha_{i,1} \neq \alpha_{i,2}$.

Antes de la estimación del modelo de corrección de errores descrito por la ecuación (4), es necesario verificar si las tasas de interés son procesos raíz unitaria y si la tasa de interés de política monetaria y cada una de las tasas de interés bancarias cointegran. La presencia de raíces unitarias en las tasas de interés se evalúa a través la prueba eficiente DF-GLS propuesta por Elliot y Otros (1996). Bajo el supuesto que todas las tasas de interés son procesos raíz unitaria, la hipótesis de cointegración se evalúa a través del método propuesto por Engle y Granger (1987) y del método propuesto por Johansen (1988) y Johansen (1991).

Si se verifica que una tasa de interés $R_{i,t}$ y la tasa de interés de política monetaria $R_{P,t}$ cointegran, el siguiente paso es la estimación del vector de cointegración y del modelo de corrección de errores (MCE), a partir de los cuales se obtendrá el estimado del efecto traspaso de largo plazo y su velocidad de transmisión. Para ello, se utilizan dos enfoques empíricos alternativos. El primero, el enfoque uniecuacional que asume que $R_{P,t}$ es débilmente exógena y se basa en la estimación del vector de cointegración utilizando el método propuesto por Phillips y Hansen (1990) denominado FMOLS (*fully modified ordinary least squares*).[4] Luego, se utiliza el vector de cointegración estimado para construir el error de cointegración $\hat{u}_{i,t} = R_{i,t} - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 R_{P,t}$ y estimar los MCEs para $R_{i,t}$.

El segundo enfoque se basa en la metodología denominada VAR cointegrado, descrita con detalle en Juselius (2006). Bajo este enfoque, se estima el vector de cointegración y el MCE de forma simultánea a través de máxima verosimilitud. Luego, se evalúa estadísticamente la exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria, $R_{P,t}$ y, con esta información, se estiman MCE lineales y no lineales parsimoniosos para $R_{i,t}$. Esta metodología no incluye el caso de MCEs no lineales.

## 3 Resultados

El Cuadro 2 muestra los resultados de las pruebas de raíz unitaria aplicadas a los niveles y a las primeras diferencias de las tasas de interés.

La primera columna muestra el estadístico asociado a la prueba DF-GLS (Elliot y Otros, 1996), a partir de la cual se observa que solo para el caso de la tasa de interés de ahorros se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1% de significancia ($t = -3.10 < -2.59$ = valor crítico al 1%). Dado que en primeras diferencias se rechaza la hipótesis nula en todos los casos, se concluye que todas las tasas de interés pueden ser tratadas como procesos con raíz unitaria, con excepción de la tasa de interés de ahorros.[5]

Los resultados de las pruebas de cointegración de Engle y Granger (1987) y Johansen (1991) se presentan en el Cuadro 3. La existencia de cointegración es confirmada por ambas pruebas solo en el caso de la tasa de interés de préstamo preferencial a 90 días y la tasa de préstamo de corto plazo a Medianas Empresas. En el caso de la tasa preferencial a 90 días, la hipótesis nula de $r = 0$ vectores de cointegración se rechaza con la prueba de Engle y Granger al 1% de significancia ($prob = 0.000$), mientras que con la prueba de Johansen la hipótesis nula de $r = 0$ vectores de cointegración se rechaza al 5% de significancia ($prob = 0.049$) y la hipótesis nula de $r = 1$ vectores de cointegración no se puede rechazar al 5% de significancia ($prob = 0.087$).

En el caso de la tasa de préstamo de corto plazo a Medianas Empresas, la hipótesis nula de $r = 0$ vectores de cointegración se rechaza con la prueba de Engle y Granger al 1% de significancia ($prob = 0.004$), mientras que con la prueba de Johansen la hipótesis nula de $r = 0$ vectores de cointegración se rechaza al 5% de significancia ($prob = 0.001$) y la hipótesis nula de $r = 1$ vectores de cointegración no se puede rechazar al 5% de significancia ($prob = 0.237$). Para el resto de tasas de interés las pruebas de cointegración no coinciden. Sin embargo, en todos los casos al menos una de las pruebas sugiere la existencia de cointegración. Por un lado, la prueba de Engle y Granger sugiere que solo las tasas de corto plazo cointegran con la tasa de interés de política monetaria (con excepción de la tasa de préstamos para

[4] Existen dos métodos adicionales que son asintóticamente equivalentes: mínimos cuadrados ordinarios dinámicos o DOLS (Stock y Watson , 1993) y regresión cointegrante canónica o CCR (Park, 1992). Estos métodos también fueron utilizados pero sus resultados no se reportan por ser muy similares a los efectivamente reportados en este trabajo.

[5] La presencia de raíces unitarias en las tasas de interés es un tema sobre el cual no existe un consenso. Engle y Granger (1987) y Campbell y Shiller (1987) son algunos de los primeros trabajos donde se encuentran evidencia de que las tasas de interés son procesos no estacionarios. En general, la literatura sobre el efecto traspaso encuentra evidencia de que las tasas de interés pueden ser descritas por este tipo de procesos.

**Cuadro 2.** *Pruebas de raíz unitaria para las tasas de interés*

| | Niveles | Diferencias |
|---|---|---|
| **Tasas de interés activas** | | |
| Préstamos de corto plazo (hasta 360 días) | | |
| Preferencial a 90 días | −0.80 | −6.34 |
| Corporativa | −0.64 | −5.16 |
| Grandes Empresas | −0.28 | −5.65 |
| Medianas Empresas | −0.79 | −9.56 |
| Préstamos de largo plazo (mayor a 360 días) | | |
| Corporativa | 0.39 | −6.91 |
| Grandes Empresas | 0.59 | −5.94 |
| Medianas Empresas | −0.86 | −9.53 |
| Tasas de interés promedio. | | |
| TAMN | −1.20 | −4.39 |
| FTAMN | −1.16 | −10.09 |
| **Tasas de interés pasivas** | | |
| Cuenta corriente | −1.14 | −4.42 |
| Ahorros | −3.10 | −13.47 |
| Depósitos a plazo | | |
| Hasta 90 días | −0.48 | −6.39 |
| Hasta 180 días | −0.48 | −3.72 |
| Hasta 360 días | −0.28 | −4.28 |
| Mayor a 360 días | −1.24 | −4.88 |
| Tasas de interés promedio. | | |
| TIPMN | 0.49 | −6.53 |
| FTIPMN | −0.62 | −6.82 |
| **Tasa de política monetaria** | −0.36 | −6.88 |

**Notas:** Para las series en niveles, se aplicó la prueba de raíz unitaria DF-GLS de Elliot y Otros (1996), cuya especificación incluye solo intercepto. Para las series en diferencias, se aplicó la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (ADF), cuya especificación no incluye componentes determinísticos. En ambos casos, el número de rezagos fue seleccionado utilizando el criterio de Schwarz y los valores críticos al 1, 5 y 10 por ciento de significación son, respectivamente, −2.59, −1.94 y −1.61.

Grandes Empresas), mientras que la prueba de Johansen sugiere la presencia de cointegración en todos los casos, al 5% (para 14 tasas de interés) o 10% de significancia (para las tasas de préstamos corporativa de corto y largo plazo, y la tasa de cuentas corrientes).

Tomando en cuenta estos resultados y los de las pruebas de raíz unitaria, el reducido tamaño de muestra y longitud temporal disponibles (80 observaciones mensuales), se asumirá que todas las tasas de interés bancarias cointegran con la tasa de interés de política monetaria. Sin embargo, los resultados obtenidos para la tasa de interés de ahorros (que sería un proceso estacionario), la tasa de interés de préstamos corporativos de largo plazo y la tasa de interés de cuentas corrientes (que no cointegran al 5% con la tasa de interés de política monetaria en la muestra analizada) serían los menos precisos y deberían ser tomados con precaución.

El Cuadro 4 (p. 20) muestra los estimados del efecto traspaso y la velocidad de ajuste de las tasas de interés activas, obtenidos a partir del enfoque uniecuacional descrito en la sección 2. Los resultados muestran que las tasas de interés activas de corto plazo (créditos con plazos menores a 1 año) son las que registran los mayores coeficientes de traspaso y los menores tiempos de ajuste. En particular, la tasa

**Cuadro 3.** *Pruebas de cointegración entre las tasas de interés bancarias y la tasa de política monetaria*

| | Engle-Granger | | Johansen | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | Rezagos | $H_0 : r = 0$ | Rezagos | $H_0 : r = 0$ | $H_0 : r = 1$ |
| **Tasas de interés activas** | | | | | |
| Préstamos de corto plazo (hasta 360 días) | | | | | |
| Preferencial a 90 días | 8 | 0.000 | 10 | 0.049 | 0.087 |
| Corporativa | 12 | 0.000 | 8 | 0.089 | 0.265 |
| Grandes Empresas | 8 | 0.230 | 8 | 0.017 | 0.140 |
| Medianas Empresas | 1 | 0.004 | 1 | 0.001 | 0.237 |
| Préstamos de largo plazo (mayor a 360 días) | | | | | |
| Corporativa | 8 | 0.350 | 8 | 0.056 | 0.390 |
| Grandes Empresas | 9 | 0.707 | 9 | 0.035 | 0.766 |
| Medianas Empresas | 1 | 0.837 | 14 | 0.030 | 0.690 |
| Tasas de interés promedio | | | | | |
| TAMN | 4 | 0.611 | 4 | 0.047 | 0.662 |
| FTAMN | 7 | 0.175 | 7 | 0.034 | 0.246 |
| **Tasas de interés pasivas** | | | | | |
| Cuenta corriente | 8 | 0.777 | 15 | 0.081 | 0.575 |
| Ahorro | 8 | 0.522 | 1 | 0.018 | 0.361 |
| Depósitos a plazo | | | | | |
| Hasta 90 días | 8 | 0.523 | 7 | 0.013 | 0.264 |
| Hasta 180 días | 8 | 0.734 | 4 | 0.013 | 0.863 |
| Hasta 360 días | 9 | 0.779 | 9 | 0.037 | 0.424 |
| Mayor a 360 días | 9 | 0.509 | 9 | 0.028 | 0.251 |
| Tasas de interés promedio | | | | | |
| TIPMN | 10 | 0.927 | 7 | 0.046 | 0.483 |
| FTIPMN | 1 | 0.167 | 3 | 0.036 | 0.359 |

**Notas:** Se reporta el número de rezagos y las probabilidades asociadas a cada hipótesis. Los resultados de la prueba de cointegración de Engle-Granger se basan en el vector de cointegración estimado por FMOLS (Phillips y Hansen, 1990), donde la variable independiente es la tasa de interés de política monetaria. Las probabilidades reportadas corresponden al estadístico $Z$ y se basan en MacKinnon (1996). En el caso de la prueba de Johansen, se reportan las probabilidades del estadístico de la traza, según MacKinnon y Otros (1999).

de interés de préstamos para Grandes Empresas hasta 360 días es la que registra el mayor coeficiente de traspaso (0.98) y el menor coeficiente de velocidad de ajuste hacia el equilibrio (–0.16); dado que el efecto traspaso de corto plazo es 0.01, el coeficiente de ajuste implica que dicha tasa se ajusta a su nuevo nivel de equilibrio en 6.3 meses (en promedio).

Por otro lado, la tasa preferencial corporativa a 90 días registra el coeficiente de traspaso más bajo de todas las tasas activas de corto plazo (0.89) y el efecto de corto plazo más alto (0.89). En el caso de las tasas activas de largo plazo, se observa que las tasa de interés de préstamos a Medianas Empresas con plazos mayores a 360 días es la que registra el menor efecto traspaso de largo plazo (0,36) y el mayor efecto contemporáneo (0.38), mientras que la tasa de préstamos a Grandes Empresas es la que toma más tiempo en ajustarse (15.1 meses). En el caso de las tasas activas promedio, el efecto traspaso de la TAMN y el tiempo que toma en ajustarse (1.44 y 69.2 meses) son mayores que en el caso de la FTAMN (1.33 y 4.6 meses).

El Gráfico 5 (p. 20) muestra el efecto traspaso estimado para cada tasa activa (línea que divide cada

**Cuadro 4.** *Efecto traspaso y velocidad de ajuste. Tasas de interés activas, enfoque uniecuacional*

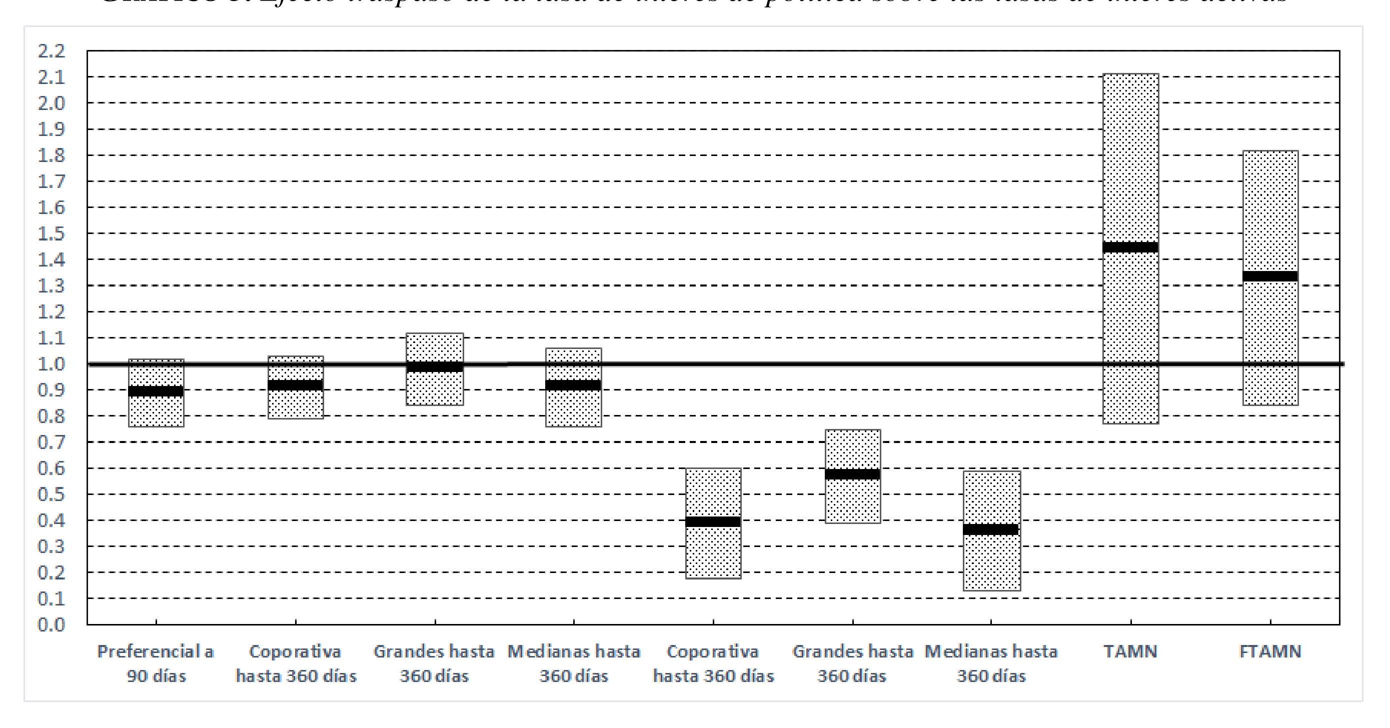
| | Préstamos de corto plazo (hasta 360 días) | | | | Préstamos de largo plazo (mayor a 360 días) | | | Tasas promedio | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Preferencial a 90 días | Corporativa | Grandes Empresas | Medianas Empresas | Corporativa | Grandes Empresas | Medianas Empresas | TAMN | FTAMN |
| Efecto traspaso | 0.89 | 0.91 | 0.98 | 0.91 | 0.39 | 0.57 | 0.36 | 1.44 | 1.33 |
| Desvío Estándar | 0.13 | 0.12 | 0.14 | 0.15 | 0.21 | 0.18 | 0.23 | 0.67 | 0.49 |
| Probabilidad | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.07 | 0.00 | 0.12 | 0.03 | 0.01 |
| Efecto contemporáneo | 0.89 | 0.17 | 0.01 | 0.53 | 0.03 | 0.09 | 0.38 | -0.23 | 0.03 |
| Desvío Estándar | 0.12 | 0.16 | 0.17 | 0.23 | 0.09 | 0.08 | 0.21 | 0.26 | 0.89 |
| Probabilidad | 0.00 | 0.31 | 0.95 | 0.02 | 0.78 | 0.25 | 0.07 | 0.37 | 0.97 |
| **MCE lineal** | | | | | | | | | |
| Velocidad de ajuste | −0.17 | −0.16 | −0.16 | −0.33 | −0.06 | −0.06 | −0.04 | −0.02 | −0.21 |
| Desvío Estándar | 0.05 | 0.04 | 0.06 | 0.13 | 0.04 | 0.02 | 0.03 | 0.02 | 0.08 |
| Probabilidad | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.02 | 0.15 | 0.01 | 0.12 | 0.20 | 0.01 |
| Promedio (meses) | 0.00 | 5.1 | 6.3 | 1.2 | 7.0 | 15.1 | 8.3 | 69.2 | 4.6 |
| **MCE no lineal** | | | | | | | | | |
| Velocidad de ajuste “+” | | | −0.25 | −0.41 | −0.09 | −0.13 | | | −0.54 |
| Desvío Estándar | | | 0.08 | 0.17 | 0.05 | 0.04 | | | 0.12 |
| Probabilidad | | | 0.00 | 0.02 | 0.08 | 0.00 | | | 0.00 |
| Promedio (meses) | | | 4.0 | 1.2 | 10.6 | 7.6 | | | 1.9 |
| Velocidad de ajuste “−” | | | | | | 0.05 | | | |
| Desvío Estándar | | | | | | 0.02 | | | |
| Probabilidad | | | | | | 0.01 | | | |
| Promedio (meses) | | | | | | 18.9 | | | |

**Nota:** Resultados basados en la estimación del vector de cointegración de la metodología FMOLS (Phillips y Hansen, 1990).

rectángulo) y una banda de confianza de un error estándar (rectángulo sombreado) que permite identificar un intervalo de confianza para el efecto traspaso. A partir de dicho gráfico se observa que el efecto traspaso de todas las tasas de préstamos menores a 360 días, de la TAMN y la FTAMN sería estadísticamente completo, pues el intervalo de confianza contiene al 1. Sin embargo, el efecto traspaso de las tasas de interés de préstamos mayores a 360 días sigue siendo estadísticamente menor a 1.

Los resultados del enfoque uniecuacional también muestran evidencia de asimetrías en el proceso de

**Gráfico 5.** *Efecto traspaso de la tasa de interés de política sobre las tasas de interés activas*



ajuste de la mayoría de las tasas activas analizadas ante cambios en la tasa de interés de política monetaria. En particular, se encuentra que las tasas de interés de préstamos de corto plazo para Grandes Empresas, de corto plazo para Medianas Empresas, de largo plazo para Corporativas y la FTAMN se ajustan solo ante aumentos de la tasa de interés de política, siendo la velocidad de ajuste mayor en comparación al caso lineal. Además, en el caso de la tasa de préstamos de largo plazo para Grandes Empresas se evidencia el ajuste es más rápido ante subidas que ante reducciones de la tasa de interés de política.

La mayoría de los resultados obtenidos bajo el enfoque uniecuacional son confirmados al aplicar el enfoque multiecuacional, como se observa en el Cuadro 5 (p. 21). Los resultados del VAR cointegrado sin restricciones, ubicados en la parte superior del Cuadro 5, muestran coeficientes de ajuste similares a los obtenidos bajo el enfoque uniecuacional, aunque los coeficientes de traspaso muestran mayores diferencias. Sin embargo, como se observa en los siguientes bloques de resultados, al imponer restricciones sobre el efecto traspaso y la exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria, se obtienen resultados similares a los encontrados bajo el enfoque uniecuacional.

La primera restricción o hipótesis que se evalúa es la de traspaso completo. Como se observa en el segundo bloque del Cuadro 5, el único caso en el cual no se puede rechazar la hipótesis de traspaso completo al 10% de significancia es el de la tasa de interés de préstamo preferencial a 90 días (estadístico $\chi^2 = 0.80$, $prob = 0.37$). La segunda hipótesis es la exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria, pero condicional a la existencia de un efecto traspaso completo; nuevamente, la tasa de interés de préstamo preferencial a 90 días es la única que no rechaza dicha hipótesis (estadístico $\chi^2 = 4.17$, $prob = 0.12$).

Dados estos resultados, se procedió a evaluar la hipótesis conjunta de traspaso incompleto y exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria. Como se observa en el tercer bloque de resultados del Cuadro 5, se encontró evidencia de traspaso incompleto y exogeneidad débil para todos los casos, con

**Cuadro 5.** *Efecto traspaso y velocidad de ajuste. Tasas de interés activas, VAR cointegrado*

| | Préstamos de corto plazo (hasta 360 días) | | | | Préstamos de largo plazo (mayor a 360 días) | | | Tasas promedio | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Preferencial a 90 días | Corporativa | Grandes Empresas | Medianas Empresas | Corporativa | Grandes Empresas | Medianas Empresas | TAMN | FTAMN |
| **VAR cointegrado sin restricciones** | | | | | | | | | |
| Efecto traspaso | 0.68 | 0.15 | 0.36 | 0.68 | –0.15 | 2.12 | 3.16 | 6.03 | 4.11 |
| Desvío Estándar | 0.21 | 0.25 | 0.24 | 0.15 | 0.36 | 0.51 | 0.71 | 1.24 | 0.79 |
| Estadístico *t* | 3.17 | 0.60 | 1.50 | 4.42 | –0.43 | 4.15 | 4.45 | 4.85 | 5.24 |
| Velocidad de ajuste | –0.23 | –0.17 | –0.12 | –0.33 | –0.08 | 0.02 | 0.02 | –0.01 | –0.28 |
| Desvío Estándar | 0.10 | 0.05 | 0.03 | 0.07 | 0.02 | 0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.08 |
| Estadístico *t* | –2.26 | –3.14 | –3.75 | –5.09 | –3.61 | 2.09 | 1.40 | –0.78 | –3.46 |
| **Pruebas de hipótesis** | | | | | | | | | |
| Traspaso completo | | | | | | | | | |
| Estadístico Chi–cuadrado | 0.80 | 7.03 | 4.75 | 3.41 | 6.35 | 3.73 | 14.53 | 13.33 | 9.28 |
| Probabilidad | 0.37 | 0.01 | 0.03 | 0.06 | 0.01 | 0.05 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| Exogeneidad débil | | | | | | | | | |
| Estadístico Chi–cuadrado | 4.17 | 8.22 | 8.15 | 5.49 | 7.01 | 12.69 | 16.95 | 15.11 | 11.50 |
| Probabilidad | 0.12 | 0.02 | 0.02 | 0.06 | 0.03 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 |
| **VAR cointegrado con restricciones** | | | | | | | | | |
| Traspaso incompleto y exogeneidad débil | | | | | | | | | |
| Estadístico Chi–cuadrado | 4.17 | 4.49 | 4.60 | 4.49 | 3.88 | | | | 4.54 |
| Probabilidad | 0.12 | 0.11 | 0.10 | 0.11 | 0.14 | | | | 0.10 |
| Efecto traspaso | 1.00 | 0.75 | 0.83 | 0.96 | 0.60 | | | | 2.25 |
| Velocidad de ajuste | –0.20 | –0.19 | –0.13 | –0.33 | –0.07 | | | | –0.33 |
| Desvío Estándar | 0.08 | 0.07 | 0.04 | 0.07 | 0.02 | | | | 0.10 |
| Estadístico *t* | –2.55 | –2.67 | –3.23 | –4.88 | –3.15 | | | | –3.16 |
| Promedio (meses) | 5.0 | 5.3 | 7.7 | 3.0 | 14.3 | | | | 3.0 |
| **MCE no lineal** | | | | | | | | | |
| Velocidad de ajuste "+" | | | –0.20 | –0.42 | | | | | |
| Desvío Estándar | | | 0.05 | 0.17 | | | | | |
| Estadístico *t* | | | –4.02 | –2.46 | | | | | |
| Promedio (meses) | | | 4.1 | 1.1 | | | | | |

excepción de las tasas de préstamos de largo plazo para Grandes Empresas y Medianas Empresas y la TAMN. En estos casos, los coeficientes de traspaso y velocidad de ajuste son similares a los encontrados bajo el enfoque uniecuacional. En particular, se obtiene que el efecto traspaso de las tasas de interés activas de corto plazo es mayor que para las tasas activas de largo plazo; además, el efecto traspaso es completo para la tasa de interés preferencial a 90 días y cercano a 1 para el resto de las tasas activas de corto plazo. Respecto a la velocidad de ajuste, se encuentra que las tasas activas de corto plazo se ajustan más rápidamente que las tasas activas de largo plazo.

Al evaluar la presencia de no linealidades en el proceso de ajuste, el enfoque multiecuacional confirma que las tasas de interés de préstamos de corto plazo para Grandes Empresas y Medianas Empresas muestran evidencia de ajuste asimétrico. Además, se observa que los coeficientes de velocidad de ajuste (-0.20 y -0.42, respectivamente) y el número de meses promedio que demoran en ajustarse (4.1 y 1.1 meses, respectivamente) son muy similares a los obtenidos bajo el enfoque uniecuacional.

El Cuadro 6 muestra los estimados del efecto traspaso y la velocidad de ajuste de las tasas de interés pasivas, obtenidos a partir del enfoque uniecuacional descrito en la sección 2. El Gráfico 6 presenta un comparativo de estimados en donde se observa que en ningún caso el efecto es completo y que este disminuye mientras mayor sea la duración de los depósitos a plazo.

En particular, se observa que el efecto traspaso es incompleto, siendo las tasas de interés de las cuentas corrientes y los depósitos de ahorro los que registran los menores coeficientes de traspaso (0.17 y 0.4, respectivamente) y los menores tiempos de ajuste (1.0 y −0.8 meses, respectivamente). Las tasas de depósitos a plazo registran los mayores coeficientes de traspaso y los mayores tiempos de ajuste. En particular, se observa que el efecto traspaso disminuye cuando el plazo aumenta: 0.67 para depósitos hasta 30 días, 0.61 para depósitos hasta 180 días, 0.50 para depósitos hasta 360 días y 0.24 para depósitos mayores a 360 días. Además, la velocidad de ajuste es menor para los depósitos de largo plazo (9.1 meses), en comparación a los depósitos de corto plazo (16.6 meses en promedio).

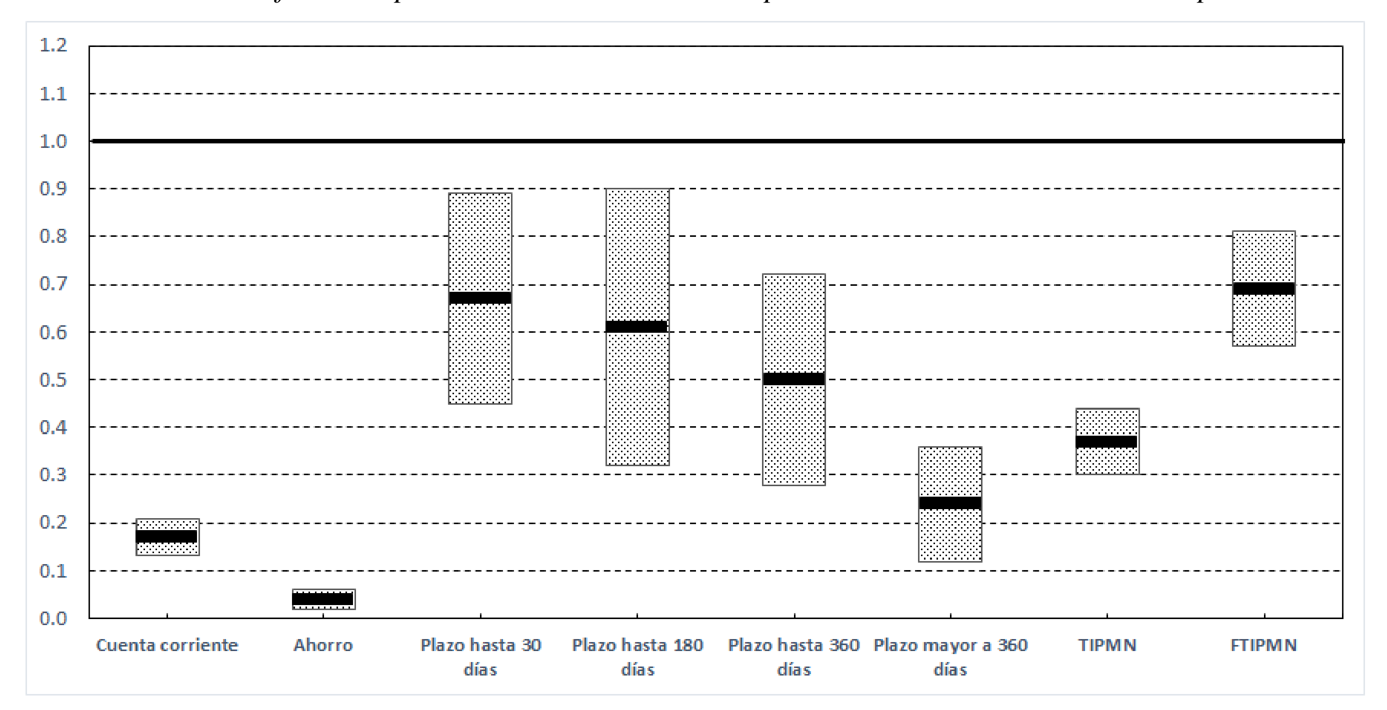
**Cuadro 6.** *Efecto traspaso y velocidad de ajuste. Tasas de interés pasivas, enfoque uniecuacional*

| | Cuenta corriente | Ahorro | Depósitos a plazo (en días) | | | | Tasas promedio | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | hasta 30 | hasta 180 | hasta 360 | > a 360 | TIPMN | FTIPMN |
| Efecto traspaso | 0.17 | 0.04 | 0.67 | 0.61 | 0.50 | 0.24 | 0.37 | 0.69 |
| Desvío Estándar | 0.04 | 0.02 | 0.22 | 0.29 | 0.22 | 0.12 | 0.07 | 0.12 |
| Probabilidad | 0.00 | 0.04 | 0.00 | 0.04 | 0.03 | 0.05 | 0.00 | 0.00 |
| Efecto contemporáneo | 0.06 | 0.05 | 0.59 | 0.17 | 0.16 | 0.02 | 0.13 | 0.26 |
| Desvío Estándar | 0.08 | 0.02 | 0.14 | 0.07 | 0.05 | 0.02 | 0.04 | 0.14 |
| Probabilidad | 0.45 | 0.06 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.50 | 0.01 | 0.07 |
| **MCE lineal** | | | | | | | | |
| Velocidad de ajuste | –0.17 | –0.43 | –0.10 | –0.02 | –0.03 | –0.03 | –0.03 | –0.17 |
| Desvío Estándar | 0.13 | 0.13 | 0.04 | 0.01 | 0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.05 |
| Probabilidad | 0.19 | 0.00 | 0.01 | 0.14 | 0.09 | 0.23 | 0.22 | 0.00 |
| Promedio(meses) | 1.0 | –0.8 | 1.2 | 32.3 | 26.3 | 9.1 | 10.9 | 3.6 |
| **MCE no lineal** | | | | | | | | |
| Velocidad de ajuste “+” | –0.30 | | | | | –0.05 | –0.74 | |
| Desvío Estándar | 0.13 | | | | | 0.02 | 0.04 | |
| Probabilidad | 0.03 | | | | | 0.01 | 0.10 | |
| Promedio (meses) | 3.4 | | | | | 20.4 | 0.9 | |

**Nota:** Resultados basados en la estimación del vector de cointegración de la metodología FMOLS (Phillips y Hansen, 1990).

**Gráfico 6.** *Efecto traspaso de la tasa de interés de política sobre las tasas de interés pasivas*




Los resultados del enfoque uniecuacional muestran evidencia de asimetrías en el proceso de ajuste de solo tres tasas de interés pasivas ante cambios en la tasa de interés de política monetaria: cuenta corriente, depósitos a plazo mayores a 360 días y la TIPMN. En todos los casos, se encuentra que dichas tasas de interés se ajustan solo ante aumentos de la tasa de interés de política, siendo la velocidad de ajuste mayor en comparación al caso lineal.

A diferencia del caso de las tasas activas, la mayoría de los resultados del enfoque uniecuacional no se mantienen bajo el enfoque multiecuacional, como se observa en el Cuadro 7 (p. 24). Si bien los resultados del VAR cointegrado sin restricciones muestran coeficientes de largo plazo y de velocidad de ajuste significativos (estadísticos $t$ mayores a 2 en la mayoría de casos), al imponer restricciones sobre el efecto traspaso y la exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria se obtienen resultados estadísticamente significativos solamente para la tasa de interés de depósitos a plazo mayores a 360 días y para la FTIPMN.

En el caso de la tasa de interés de depósitos a plazo mayores a 360 días, se rechaza la hipótesis de traspaso completo al 5% de significancia (estadístico $\chi^2 = 7.17, prob = 0.01$) y la hipótesis de exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria (estadístico $\chi^2 = 7.80$; $prob = 0.02$). Sin embargo, si se restringe el coeficiente de traspaso a 0.78 (mayor al coeficiente estimado bajo el enfoque uniecuacional), entonces no se puede rechazar la hipótesis de exogeneidad débil al 10% de significancia. En este caso, el coeficiente de ajuste y el número de meses promedio (−0.06 y 16.7 meses, respectivamente) son similares a los obtenidos bajo el enfoque uniecuacional (−0.05 y 20.4 meses, respectivamente).

La FTIPMN también muestra resultados similares a los del enfoque uniecuacional cuando se restringe el coeficiente de traspaso. Como se observa en el Cuadro 7, se rechaza la hipótesis de traspaso completo al 1% de significancia (estadístico $\chi^2 = 11.99$, $prob = 0.00$) y la hipótesis de exogeneidad débil de la tasa de interés de política monetaria (estadístico $\chi^2 = 12.61$, $prob = 0.00$). Sin embargo, si se restringe el coeficiente de traspaso a 0.46 (menor al coeficiente estimado bajo el enfoque uniecuacional), entonces no se puede rechazar la hipótesis de exogeneidad débil al 5% de significancia. En este caso, el coeficiente de ajuste y el número de meses promedio (−0.16 y 6.3 meses, respectivamente) son similares a los obtenidos

**Cuadro 7.** *Efecto traspaso y velocidad de ajuste. Tasas de interés pasivas, VAR cointegrado*

| | Cuenta corriente | Ahorro | Depósitos a plazo (en días) hasta 30 | hasta 180 | hasta 360 | > a 360 | Tasas promedio TIPMN | FTIPMN |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **VAR cointegrado sin restricciones** | | | | | | | | |
| Efecto traspaso | 4.31 | 0.04 | –1.28 | –4.30 | –27.22 | 0.40 | –1.43 | 0.06 |
| Desvío Estándar | 1.39 | 0.02 | 0.43 | 1.04 | 7.22 | 0.14 | 0.45 | 0.20 |
| Estadístico *t* | 3.09 | 2.20 | –2.96 | –4.12 | –3.77 | 2.86 | –3.16 | 0.31 |
| Velocidad de ajuste | 0.03 | –0.38 | –0.12 | –0.01 | –0.00 | –0.09 | –0.02 | –0.11 |
| Desvío Estándar | 0.02 | 0.11 | 0.03 | 0.00 | 0.00 | 0.03 | 0.01 | 0.04 |
| Estadístico *t* | 1.71 | –3.53 | –3.38 | –3.82 | –2.64 | –3.42 | –2.22 | –3.05 |
| **VAR cointegrado con restricciones** | | | | | | | | |
| Traspaso completo | | | | | | | | |
| Estadístico Chi cuadrado | 0.39 | 13.76 | 13.87 | 21.12 | 11.30 | 7.17 | 8.66 | 11.99 |
| Probabilidad | 0.53 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.01 | 0.00 | 0.00 |
| Exogeneidad débil | | | | | | | | |
| Estadístico Chi cuadrado | 12.38 | 18.81 | 15.60 | 21.25 | 17.03 | 7.80 | 14.68 | 12.61 |
| Probabilidad | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.02 | 0.00 | 0.00 |
| Traspaso incompleto y exogeneidad débil | | | | | | | | |
| Estadístico Chi cuadrado | | | | | | 4.57 | | 6.13 |
| Probabilidad | | | | | | 0.10 | | 0.05 |
| Efecto traspaso | | | | | | –0.78 | | –0.46 |
| Velocidad de ajuste | | | | | | –0.06 | | –0.16 |
| Desvío Estándar | | | | | | 0.02 | | 0.05 |
| Estadístico *t* | | | | | | –3.12 | | –3.32 |
| Promedio (meses) | | | | | | 16.7 | | 6.3 |
| **MCE no lineal** | | | | | | | | |
| Velocidad de ajuste “+” | | | | | | | | –0.08 |
| Desvío Estándar | | | | | | | | 0.05 |
| Estadístico *t* | | | | | | | | –1.59 |
| Promedio (meses) | | | | | | | | 12.0 |
| Velocidad de ajuste “-” | | | | | | | | –0.30 |
| Desvío Estándar | | | | | | | | 0.09 |
| Estadístico *t* | | | | | | | | –3.43 |
| Promedio (meses) | | | | | | | | 3.4 |

bajo el enfoque uniecuacional (−0.17 y 3.6 meses, respectivamente).

Finalmente, los resultados del enfoque multiecuacional sugieren la existencia de un ajuste no lineal solo para el caso de la FTIPM. En particular, se encuentra evidencia que la FTIPM reacciona asimétricamente ante cambios en la tasa de interés de política monetaria, siendo mayor la respuesta ante disminuciones de dicha tasa.

## 4 Conclusiones

La evidencia reciente, para el período de agosto 2010 a mayo 2017, muestra que el efecto traspaso y su velocidad de transmisión hacia las tasas de interés bancarias son diferentes para cada tipo de tasa y plazo. En particular, se encuentra que el efecto traspaso: (i) es mayor sobre las tasas de interés activas que sobre las tasas pasivas; (ii) es mayor cuando los plazos de los créditos son menores a un año; y (iii) es incluso cercano a 1 para el caso de las tasas activas menores a un año. Respecto a la velocidad de transmisión del efecto traspaso, se encuentra que: (i) las tasas de interés activas de corto plazo se ajustan más rápidamente que las tasas activas de largo plazo; y (ii) las tasas de interés activas se ajustan en promedio más rápidamente

que las tasas pasivas.[6] Además, si bien se encuentran indicios de asimetrías en la respuesta de algunas tasas de interés, los resultados dependen del enfoque empírico utilizado.

Estos resultados son consistentes con los obtenidos en estudios previos hechos para Perú. Por un lado, Lahura (2006) muestra que el efecto traspaso sobre las tasas de interés activas es mayor que sobre las tasas pasivas; además, encuentra que el efecto traspaso sobre los depósitos a plazo disminuye a mayor plazo. Por su parte, Rodríguez (2009) concluye que la tasa de interés preferencial tiene un traspaso completo y mayor al de las tasas pasivas. Respecto a las tasas pasivas, Rodríguez (2009) encuentra que el efecto traspaso para los depósitos a plazo disminuye mientras mayor sea el plazo.

Los resultados obtenidos plantean nuevas preguntas que deben ser estudiadas posteriormente, como por ejemplo determinar cuál es el efecto traspaso sobre las tasas de interés por tipo de crédito (empresas, consumo, hipotecario) y por entidad financiera. En términos metodológicos, el análisis presentado asume que existe un único modelo (número de rezagos y número de vectores de cointegración) que describe la relación entre la tasa de interés de política monetaria y las tasas de interés bancarias. Sería interesante, no obstante, asumir incertidumbre respecto de la especificación del modelo (e incluso respecto de la existencia de cointegración), lo cual podría ser implementado utilizando un enfoque bayesiano que permita promediar todos los posibles modelos. Asimismo, en el caso de los MCEs no lineales, los resultados asumen que los vectores de cointegración estimados son invariantes a la presencia de un proceso de ajuste asimétrico de las tasas de interés. Por ello, consideramos relevante profundizar el análisis no lineal a través de metodologías similares a la propuesta por Enders y Siklos (2001).

Por su parte, la literatura postula diferentes motivos por los cuales el efecto traspaso podría no ser completo y su velocidad de transmisión podría no ser automática, entre los que destacan la posible colusión entre bancos, la presencia de discriminación de precios por parte de los bancos ante la inercia en el comportamiento de sus clientes, la presencia de costos hundidos y costos de menú en los bancos, la presencia de información asimétrica, entre otros (véase, por ejemplo, Cottarelli y Kourelis, 1994; Heffernan, 1997; Sharpe, 1997; Hofmann y Mizen, 2004). Así, consideramos relevante extender el análisis para identificar el impacto de las diferentes características del sistema bancario y de su entorno sobre el efecto traspaso y su velocidad de transmisión. Por ello, una extensión necesaria de este trabajo debería incluir información de datos de panel por bancos, como en Gambacorta (2008), Bernhofer y van Treeck (2013) o Illes y Otros (2015), que permitan actualizar y evaluar la evidencia para el caso peruano encontrada en Lahura y Otros (2006) y Cermeño y Otros (2015).

Finalmente, es importante señalar que, durante el período analizado, una de las herramientas operativas del BCRP ha sido la tasa de encaje, tanto en moneda nacional como extranjera. Ello sugiere la necesidad de evaluar los resultados obtenidos controlando por los cambios discrecionales registrados en las diferentes tasas de encaje, un análisis que queda pendiente para la investigación futura.

## Referencias

Andújar, S. y J. Gabriel (2012), "Efecto traspaso de tasas de interés: análisis econométrico de los efectos de las decisiones de política monetaria en República Dominicana", *Finanzas y Política Económica* 4(2), 83-102.

Aristei, D. y M. Gallo (2014), "Interest rate pass-through in the Euro area during the financial crisis: A multivariate regime-switching approach", *Journal of Policy Modeling* 36(2), 273-295.

[6] Este resultado difiere del supuesto que establece que el efecto traspaso hacia las tasas de interés pasivas es completo, el cual es utilizado en diferentes modelos teóricos (por ejemplo Gerali y Otros, 2010).

Ayvouyi-Dovi, S., G. Horny y P. Sevestre (2017), "The stability of short-term interest rates pass-through in the euro area during the financial market and sovereign debt crises", *Journal of Banking and Finance* 79(June), 74-94.

Barquero, J. y D. Mora (2014), "El efecto traspaso de la tasa de interés de los instrumentos del Banco Central en Costa Rica hacia las tasas de interés del sistema financiero", Banco Central de Costa Rica, Documento de Investigación No 1.

Bernhofer, D. y T. van Treeck (2013), "New evidence of heterogeneous bank interest rate pass-through in the euro area", *Economic Modelling* 35, 418-429.

von Borstel, J., S. Eickmeier y L. Krippner (2016), "The interest rate pass-through in the euro área during the sovereign debt crisis", *Journal of International Money and Finance* 68, 386-402.

Campbell, J. y R. Shiller (1987), "Cointegration and tests of present value models", *Journal of Political Economy* 95(5), 1062-1088.

Cottarelli, C. y A. Kourelis (1994), "Financial Structure, bank lending rates, and the transmission mechanism of monetary policy", International Monetary Fund, *IMF Staff Papers* 41(4), 587-623.

Cermeño, R., O. Dancourt, G. Ganiko y W. Mendoza (2015), "Tasa de interés y política monetaria en el Pe´rú. Un análisis con datos de bancos individuales", Pontificia Universidad Católica del Perú, Documento de Trabajo No. 410.

Elliott, G., T.J. Rothenberg y J. Stock (1996), "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root", *Econometrica* 64(4), 813-836

Enders, W. y P. L. Siklos (2001), "Cointegration and threshold adjustment", *Journal of Business and Economic Statistics* 19(1), 166-176.

Engle, R. y C. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55(2), 251-276.

Gambacorta, L. y S. Iannotti (2007), "Are there asymmetries in the response of bank interest rates to monetary shocks?", *Applied Economics* 39(19), 2503-2517.

Gambacorta, L. (2008), "How do banks set interest rates?", *European Economic Review* 52(5), 792-819.

Gambacorta, L., A. Illes y M. Lombardi (2014), "Has the transmission of policy rates to lending rates been impaired by the Global Financial Crisis?", Bank for International Settlements, BIS Working Papers 477.

Gerali, A., S. Neri, L. Sessa y F. Signoretti (2010), "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area" *Journal of Money, Credit and Banking* 42(6): 107-141.

Gianelli, D. (2010), "El traspaso de tasas de interés en el sistema bancario uruguayo", Banco Central de Uruguay, Documento de Trabajo No 2.

Gomez-Gonzalez, J., E. González-Molano, C. Huertas-Campos, D. Cristiano-Botia y X. Chavarro-Sanchez (2016), "Evaluación de la transmisión de la tasa de interés de referencia a las tasas de interés del sistema financiero Colombiano", *Ecos de Economía* 20(42), 19-45.

Heffernan, S. (1997), "Modelling British Interest Rate Adjustment: An Error Correction Approach", *Economica* 64(254), 211-231.

Hendry, D. (1995), *Dynamic Econometrics*, Oxford University Press.

Hofmann, B. y P. Mizen (2004), "Interest rate pass-through and monetary transmission: Evidence from individual financial institutions? retail rates", *Economica* 71(281), 99-123.

Illes, A., M. Lombardi y P. Mizen (2015), "Why did bank lending rates diverge from policy rates after the financial crisis?", Bank for International Settlements, BIS Working Paper 486.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economimc Dynamics and Control* 12(2-3), 231-254.

Johansen, S. (1991), "Estimation and Hypotesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica* 59(6), 1551-1580.

Johansen, S. (1992), "Cointegration in partial systems and the efficiency of single-equation analysis", *Journal of Econometrics* 52(3), 389-402.

Johansen, S. y K. Juselius (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand of money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.

Juselius, K. (2006), *The Cointegrated VAR Model: Methodology and Applications*, Oxford University Press.

Lahura, E. (2006), "El efecto traspaso de la tasa de interés y la política monetaria en el Perú: 1995-2004", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos* 13.

Lahura, E. R. Gondo y D. Rodríguez (2006), "El efecto traspaso de la tasa de interés en el Perú: un análisis a nivel de bancos (2002-2005)", Presentación realizada en el XXIII Encuentro de Economistas del BCRP.

MacKinnon, J. (1996), "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics* 11(6), 601-618.

MacKinnon, J., A. Haug y L. Michelis (1999), "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics* 14(5), 563-577.

Paisley, J. (1994), "A model of building society interest rate setting", Bank of England, Bank of England Working Paper 22.

Park, J. (1992), "Canonical Cointegrating Relations", *Econometrica* 60(1), 119-143.

Phillips, P. y B. Hansen (1990), "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes", *Review of Economic Studies* 57(1), 99-125.

Rodríguez, D. (2009), "Efecto de las decisiones de política monetaria sobre las tasas de los bancos comerciales", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 141, 25-29.

Sander, H. y S. Kleimeier (2004), "Convergence in euro-zone retail banking? What interest rate pass-through tells us about monetary policy transmission, competition and integration", *Journal of International Money and Finance* 23(3), 461-492.

Sharpe, S. (1997), "The effect of consumer switching costs on prices: a theory and its application to the bank deposit market", *Review of Industrial Organization* 12(1), 79-94.

Stock, J. y M. Watson (1993), "A simple estimator of cointegrating vectors in higher order cointegrated systems", *Econometrica* 61(4), 783-820.

*Página en blanco*

Derechos Reservados © 2017 Banco Central de Reserva del Perú
*Revista Estudios Económicos* **33**, 29 - 41 (Junio 2017)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos.html



# Condiciones de mercado y calidad como determinantes del traspaso del tipo de cambio

RENZO CASTELLARES*

*Este documento estima el traspaso del tipo de cambio a los precios utilizando datos del mercado de vehículos usados. Para ello, se utiliza información semanal de anuncios de ventas de vehículos publicados en el diario El Comercio entre los años 2014 y 2016. Se encuentra que, controlando por las características invariantes de cada vehículo y anunciante, tanto las condiciones del mercado –la estrechez–, como de los bienes –el precio–, modifican el traspaso del tipo de cambio. Finalmente, se halla evidencia de presencia de asimetrías en el traspaso del tipo de cambio a los precios.*

**Palabras Clave** : Traspaso, tipo de cambio, asimétrico, autos, competencia, calidad
**Clasificación JEL** : C23, F31, L62

A inicios de la década del año 2000, el Perú registraba niveles de dolarización financiera elevados y cercanos al 80 por ciento.[1] Incluso, el precio de varios productos era expresado únicamente en dólares americanos (dolarización de precios) y gran parte de tales productos eran comprados con dólares (dolarización de transacciones), características que facilitaban el traspaso del tipo de cambio a los precios finales. En ese contexto, a partir de setiembre de 2004, se exigió a las empresas a que también publiquen su lista de precios en moneda doméstica (soles), lo cual disminuyó la relación directa entre el tipo de cambio y la evolución de los precios.[2] Sin embargo, de acuerdo con Contreras y otros (2016), de una muestra de 350 empresas líderes en diversos sectores, alrededor del 55 por ciento de las firmas establece aún sus precios en dólares, y 48 por ciento de las firmas pagan sus insumos en dicha moneda. Por este motivo, la reducción del nivel de dolarización de los precios, ante su posible impacto sobre el traspaso del tipo de cambio a los precios, resulta un tema aún vigente para las autoridades que deciden la política monetaria.

* Departamento de Indicadores del Gasto Agregado, Empleo y Remuneraciones, Gerencia Central de Estudios Económicos, Banco Central de Reserva del Perú, Jr. Miró Quesada 441, Lima 1, Perú (e-mail: renzo.castellares@bcrp.gob.pe).
El autor agradece los valiosos comentarios de Laura Olivera y la asistencia de Renata Eslava, Leslie Guzmán y Marcia Murillo en la elaboración de este documento. Las opiniones y posibles errores son de exclusiva responsabilidad del autor.

[1] El coeficiente de dolarización del crédito del sistema financiero al sector privado ajustado ascendió a 81 por ciento en promedio en el año 2000. Este coeficiente ha venido reduciéndose paulatinamente durante los últimos años, situándose alrededor del 30 por ciento a finales de 2016.

[2] Montoro (2006) muestra evidencia inicial de cómo la aprobación de la Ley 28300 redujo la relación entre el tipo de cambio y los precios en soles para diversos rubros. Por ejemplo, la correlación entre el tipo de cambio y los precios de electrodomésticos era de 0.9 en el periodo de enero de 1995 a agosto de 2004, la cual pasó a 0.2 en el periodo de setiembre de 2004 a diciembre de 2005. Sin embargo, aquellos bienes que por su contenido o por el origen están mas ligados al dólar, como los automóviles, mantuvieron o incrementaron su correlación con el tipo de cambio (al pasar de una correlación de 0.57 a 0.76).

Dado los elevados niveles de dolarización financiera y de los precios que registra la economía peruana, el estudio del traspaso del tipo de cambio a los precios cobra mayor relevancia. Especialmente, si se considera los potenciales efectos directos y significativos que podría tener el tipo de cambio sobre la inflación. Por ello, a diferencia de trabajos previos para el Perú que miden el traspaso del tipo de cambio a precios usando datos agregados (véase Miller, 2003; Winkelried, 2014; Pérez y Vega, 2015), la presente investigación estudia un mercado en particular. Ello permite explorar otras dimensiones del traspaso del tipo de cambio, al incorporar en el análisis las características del mercado y de los bienes analizados, en una economía parcialmente dolarizada.

En esta investigación se utilizan precios semanales de venta de vehículos usados y encontramos que el traspaso del tipo de cambio varía conforme a la estrechez o competencia del mercado y la calidad de los bienes (aproximada por el valor del vehículo). Hallamos que la omisión de estas dos características genera un sesgo significativo en la estimación del traspaso de tipo de cambio a precios. Asimismo, de manera similar a Pérez y Vega (2015), encontramos asimetrías en el traspaso del tipo de cambio a precios, siendo este mayor cuando se da una depreciación. Finalmente, al estudiar el traspaso del tipo de cambio en un bien cuyo precio es fijado en dólares, como es el caso de los vehículos usados, damos algunas luces de cuál sería el traspaso del tipo de cambio para el resto de bienes cuyo precio también está fijado en dólares.

De acuerdo con información de la Superintendencia Nacional de Administración Tributaria (SUNAT) para 2016, los precios de aproximadamente 88 por ciento de las importaciones del Perú se encuentran denominados en dólares, aún cuando solo el 22 por ciento de las importaciones proviene de los Estados Unidos.[3] Si bien otros países cuentan con ratios de importaciones/PBI incluso mayores al del Perú, la diferencia sustancial con otras economías es que en el Perú es común la fijación de los precios y el pago por los bienes en dólares. Esto se debe en gran parte a la alta aceptación del dólar americano como medio de pago y al bajo costo de adquirir la moneda extranjera. Estas características particulares de la economía peruana reducen el costo a las empresas de trasladar variaciones del tipo de cambio al consumidor final y potencian el traspaso del tipo de cambio.[4]

El uso de microdatos en el estudio del traspaso del tipo de cambio es reciente. Kochen y Sámano (2016), utilizando información detallada mensual de productos por marca y variedad de la economía mexicana entre los años 2011 y 2016, encuentran que una variación del 1 por ciento del tipo de cambio implica un traspaso del tipo de cambio nominal a los precios de 0.073 por ciento en promedio. Asimismo, Aron y otros (2014) utilizan información desagregada de 1000 productos (los cuales representan el 63 por ciento del IPC) para estimar el traspaso del tipo de cambio a precios en Sudáfrica entre diciembre de 2001 y diciembre de 2007. Los autores encuentran que el traspaso del tipo de cambio es heterogéneo. Por ejemplo, los rubros de alimentos y recreación tienen traspasos mayores al 20 por ciento después de 2 años, mientras que los componentes de bebidas y tabaco, ropa y calzado, y vestimenta tienen un traspaso menor al 10 por ciento. En tanto, el grupo de gastos funerarios, costos financieros y bancarios, y seguros registran traspasos mayores al 50 por ciento.[5]

Adicionalmente, algunos trabajos en la literatura encuentran que un traspaso incompleto del tipo de cambio a los precios estaría asociado al nivel de competencia de cada mercado. Al respecto, Kim y otros (2003) estiman el traspaso del tipo de cambio a los precios en el mercado del trigo para dos países cuyo nivel de competencia es diferente en este mercado en particular. Para ello, utilizan información de las

[3] Las importaciones peruanas representan aproximadamente 18 por ciento del PBI.

[4] La presencia de un mercado informal que contiene vendedores y compradores de moneda extranjera en las calles, llamados coloquialmente "cambistas", reduce los costos transaccionales de la compra-venta de dólares americanos.

[5] A partir de la agregación ponderada de estos resultados, los autores encuentran que el traspaso total es superior al límite superior del traspaso obtenido a partir de estimaciones que utilizan información agregada (un rango de entre 12 y 33 por ciento encontrado en otras investigaciones para Sudáfrica).

exportaciones de trigo de EE.UU, Australia y Canadá y encuentran que el traspaso del tipo de cambio a los precios es mayor en un país donde el mercado del trigo es menos competitivo (Corea del Sur) que en uno donde es más competitivo (Japón). Asimismo, Gross y Schmitt (2000) encuentran que en el mercado de automóviles importados en Suiza, una menor competencia aumenta el traspaso de tipo de cambio a los precios. Así, en el caso de bienes estratégicamente rivales (cuando el precio de un bien se reduce ante el aumento en el precio de su competidor) resulta, en términos de participación de mercado, más costoso al fabricante del país exportador trasladar variaciones del tipo de cambio a los precios en la moneda del país importador, reduciéndose así el traspaso del tipo de cambio.

Por otro lado, trabajos como el de Auer y Chaney (2009) señalan que el traspaso del tipo de cambio a los precios sería menor en los bienes de mayor calidad. Para ello, los autores desarrollan un modelo teórico con dos países que comercian entre sí, en los cuales existen empresas heterogéneas que producen bienes de distintas calidades y donde los consumidores tienen preferencias heterogéneas por calidad. En este modelo, una depreciación de la moneda del país importador produce, por un lado, una contracción en la oferta de cada variedad importada y, por otro lado, la no importación de los productos de calidad más baja. Esto último obliga a aquellos consumidores del país importador, cuya variedad ya no es importada, a consumir una calidad ligeramente superior, lo que aumenta la demanda (y el precio) de este tipo de bienes de calidad superior. A diferencia del primer efecto, que es común a todas las variedades, el impacto del segundo efecto es mayor en las variedades más cercanas a las variedades de menor calidad que ya no son importadas, y se diluye en las variedades de mayor calidad.

# 1 Datos

Se emplean datos semanales de anuncios de venta de vehículos usados (autos y camionetas) publicados en los avisos clasificados del diario El Comercio, uno de los principales diarios del Perú, entre los años 2014 y 2016. De acuerdo con el formato de los clasificados, los anuncios pueden ser inscritos en el diario hasta el día viernes previo al fin de semana de la publicación. Asimismo, se tiene la opción de publicar el anuncio los días sábados y/o domingos, de los cuales, la opción de publicar los anuncios los días domingos es preferible debido a que el diario incluye el suplemento especial de automóviles "Neoauto", el cual contiene una sección de ventas de vehículos. Cabe señalar que un anuncio típico del diario contiene información de la marca, el modelo y año de fabricación del vehículo, además del precio y un teléfono de referencia.[6]

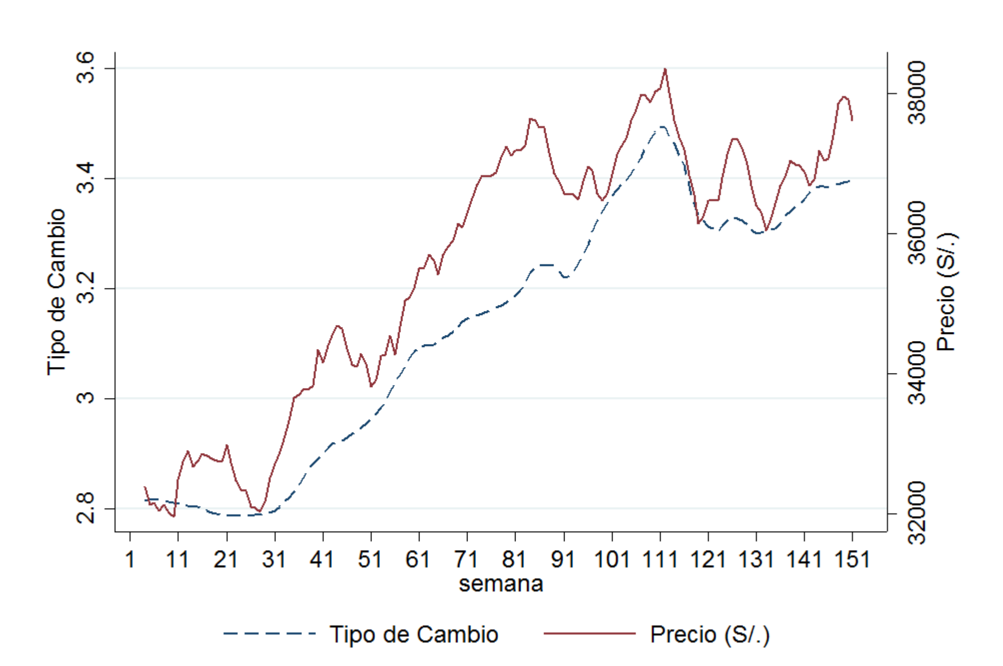
En total, la muestra incluye 36 marcas de vehículos, entre automóviles y camionetas, que, diferenciados por sus respectivos modelos, hacen un total de 295 pares de marca-modelo.[7] Respecto al precio, cabe precisar que el 99.5 por ciento de éstos se encuentran expresados en dólares americanos. El precio promedio de un vehículo es de USD 12,586, con un precio máximo de USD 41,900 y uno mínimo de USD 2,800. El Gráfico 1 (p. 32) muestra una relación directa entre el precio promedio de un vehículo en soles y el tipo de cambio (cantidad de soles por un dólar americano). Esta relación se mantiene a lo largo de la muestra, lo cual sugeriría *a priori* un traspaso significativo del tipo de cambio al precio de los vehículos.

Por su parte, el Gráfico 2 (p. 32) muestra el número de anuncios publicados los días domingo y se observa una disminución promedio de los anuncios entre los años 2014 (semanas 1-52, con 650 anuncios por semana en promedio) y 2016 (semanas 105-151, con 430 anuncios por semana en promedio). Esto puede deberse a que los usuarios probablemente están utilizando otras plataformas más económicas para vender sus vehículos, como los anuncios en internet. Asimismo, al parecer existe cierta estacionalidad en

[6] El anuncio durante los dos días, sábado y domingo, brinda un descuento en comparación a comprar los dos anuncios por separado. Asimismo, ciertos anuncios brindan información adicional como el kilometraje del vehículo o si es de transmisión manual o automática.

[7] Las marcas se reportan en el cuadro 11 de la versión en documento de trabajo del presente artículo. Véase Castellares (2017).

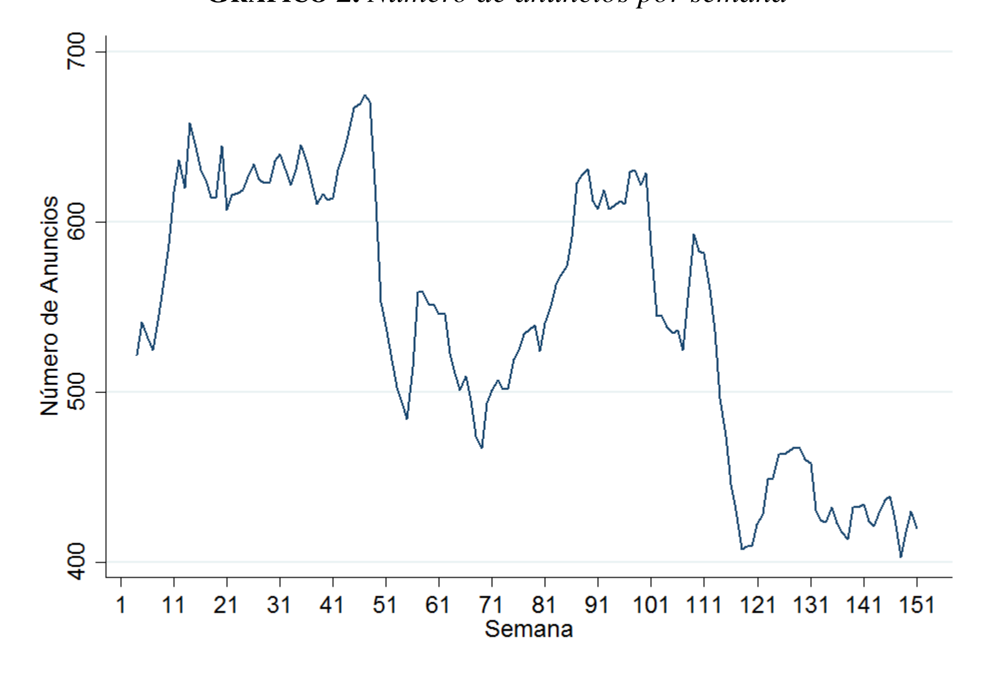
**Gráfico 1.** *Tipo de cambio y precio promedio de un vehículo*




**Notas:** Semanas 1-52 (2014), semanas 53-104 (2015) y semanas 105-151 (2016). Se utilizó el filtro Hodrick-Prescott para suavizar ambas series.

el número de anuncios, puesto que la cantidad de anuncios se incrementa levemente durante las primeras semanas de cada año y disminuye hacia finales de diciembre.[8]

**Gráfico 2.** *Número de anuncios por semana*




**Notas:** Semanas 1-52 (2014), semanas 53-104 (2015) y semanas 105-151 (2016).

[8] Esto puede deberse a que a inicios de cada año el consumidor busca cambiar de vehículo al adquirir un nuevo modelo y vender el auto antiguo.

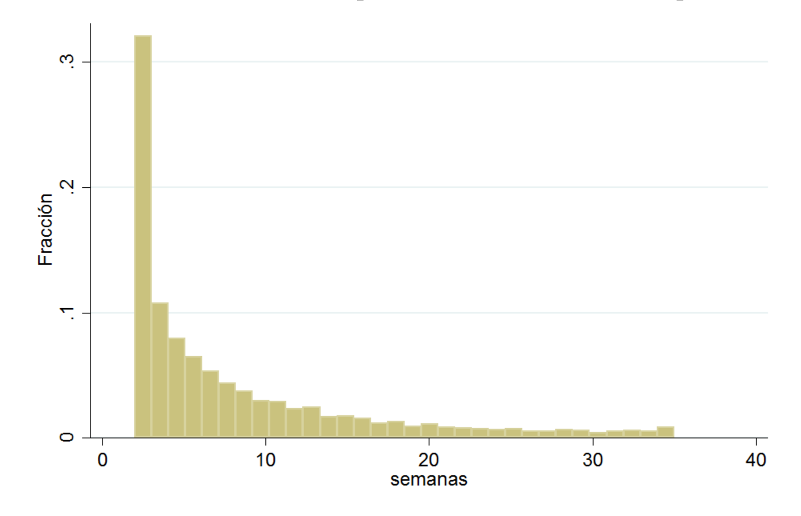
**Gráfico 3.** *Número máximo de semanas de publicación del mismo anuncio*



El hecho de que el anuncio reporte el número de teléfono nos permite identificar si un vehículo es anunciado nuevamente para su venta en algún otro momento del tiempo.[9] El Gráfico 3 muestra el histograma del número de semanas máximo que un mismo anuncio (marca-modelo-año de fabricación-número de teléfono) es publicado. Alrededor del 80 por ciento de los anuncios son publicados solo una vez. El Gráfico 4, nos muestra el histograma del número máximo de semanas que un mismo anuncio es publicado, para aquellos anuncios que fueron publicados más de una vez. Asimismo, el Gráfico 5 (p. 34) muestra el número promedio y la mediana de semanas que un mismo anuncio es publicado. De acuerdo al gráfico, un aumento del número de semanas indicaría que es más difícil, en promedio, vender un vehículo. Adicionalmente se observa que en los tres últimos meses de cada año (semanas 41-52, 93-104 y 145-156) el número promedio de semanas se incrementa, mientras que en los primeros meses del año el promedio disminuye.

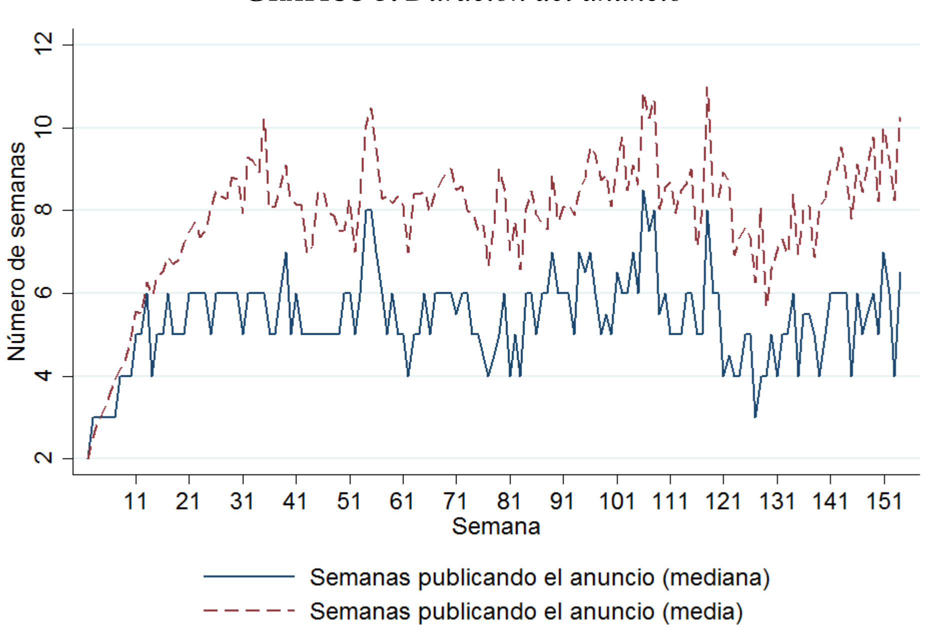


**Gráfico 4.** *Número máximo de semanas de publicación de anuncios publicados más de una vez*




[9] Es importante mencionar que, debido a la presencia de *dealers* –empresas que se dedican a la venta de autos usados– son eliminados aquellos anuncios en que un mismo número de teléfono esté asociado a más de dos vehículos, puesto que los *dealers* pueden tener dos o más autos con las mismas características de marca-modelo y año de fabricación. Luego, el econometrista no lograría identificar dichos vehículos como distintos a partir de la información que tiene.

**GRÁFICO 5.** *Duración del anuncio*




## 2 ESPECIFICACIÓN

En esta sección se define la especificación econométrica para estimar el traspaso del tipo de cambio. Para ello estimamos la siguiente ecuación:

$$\Delta\%Precio_{m,v,a,i,s-s_0} = \alpha_1 \Delta\%TC_{m,v,a,i,s-s_0} + [\beta_1 \Theta_{m,v,a} + \beta_2 \Gamma_{m,v,a,i,s-s_0}] \times \Delta\%TC_{m,v,a,i,s-s_0} + \beta_3 \Gamma_{m,v,a,i,s-s_0} + \alpha_{m,v,a,i} + \alpha_{trimestre\text{-}año} + Controles_s + Controles_{mensuales} + \varepsilon_{m,v,a,i,s-s_0}\,, \quad (1)$$

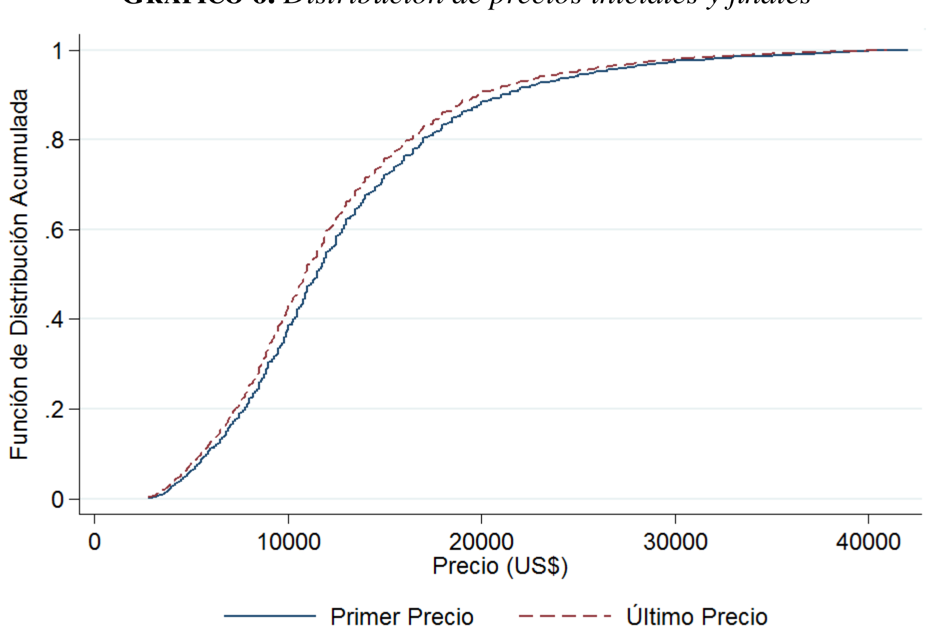
donde la variable dependiente, $\Delta\%Precio_{m,v,a,i,s-s_0}$, es la variación porcentual del precio en soles entre el precio publicado en la semana del primer anuncio, $s_0$, y la semana actual, $s$, del vehículo de marca $m$, variedad $v$, producido en el año $a$ y vendido por el individuo $i$. Como variables explicativas se utilizan la variación porcentual del tipo de cambio, $\Delta\%TC_{m,v,a,i,s-s_0}$, para cada periodo,$s$, respecto al tipo de cambio inicial, $s_0$, asociado con cada anuncio.[10] Luego, valores de $\alpha_1$ cercanos a uno indicarían un traspaso del tipo de cambio de 100 por ciento mientras que valores cercanos a 0 indicarán un traspaso nulo.[11]

Dentro del grupo de variables $\Gamma_{m,v,a,i,s-s_0}$ incluimos el número de semanas entre el primer anuncio, $s_0$, y el anuncio en la semana actual, $s$. En la medida que el individuo no logra vender su vehículo y las semanas transcurren, este puede plantearse, dependiendo de la premura con la que desea vender el vehículo, reducir el precio. En efecto, el Gráfico 6 (p. 35) muestra que la distribución acumulada del primer precio anunciado de cada vehículo se sitúa a la derecha de la distribución acumulada de los precios anunciados en la última semana que intentan vender el vehículo. Además, se verifica que los precios finales son en promedio 5 por ciento menores a los precios iniciales. El número de semanas que un vehículo se encuentra a la venta está asociado a la estrechez del mercado o competencia, en la medida que cuanto mayor competencia enfrenten los vendedores, será más difícil vender el vehículo y el número de semanas aumentará. Asimismo, para evaluar si la mayor competencia reduce el traspaso del tipo de cambio, incluimos la interacción de las

[10] Dado que definimos el tipo de cambio como cantidad de soles por dólar, un aumento del tipo de cambio refleja una depreciación.

[11] En Castellares (2017) se estiman, además, regresiones en donde $Precio_{m,v,a,i,s-s_0}$ es el precio del vehículo en dólares. En este caso, estimados de $\alpha_1$ cercanos a 0 estarían asociados a un traspaso de 100 por ciento del tipo de cambio a precios en soles, mientras que un valor del coeficiente alrededor de $-1$ implicaría un traspaso cercano a 0 por ciento. Los resultados son cualitativamente similares a los reportados en este documento y, por tanto, no son reportados.

**Gráfico 6.** *Distribución de precios iniciales y finales*




variaciones del tipo de cambio con el número de semanas que se encuentra el individuo vendiendo el vehículo.[12]

Por otro lado, al igual que Auer y Chaney (2009), para capturar el efecto diferenciado del traspaso del tipo de cambio hacia los precios de bienes de mayor calidad, aproximamos la calidad del producto por el precio promedio histórico del vehículo.[13] Luego, incluimos la interacción entre una variable indicadora que toma el valor de 1 si el auto es costoso, $\Theta_{m,v,a}$, y la variación del tipo de cambio, $\Delta\%TC_{m,v,a,i,s-s_0}$.[14]

Como controles adicionales en la ecuación (1) incluimos el PBI mensual, y una proxy de la demanda por vehículos usados construidos a partir de la búsqueda semanal de autos usados en internet, de acuerdo con Google Trends. Asimismo, se considera el precio de la gasolina, debido a que cambios en el bien complementario podrían afectar la demanda por vehículos. De igual manera, aunque no es reportado en la sección de resultados, se incluye el precio de los vehículos nuevos publicados por la revista Automás. Debido a que los precios publicados por la revista no varían durante el año, aun cuando los precios en los concesionarios sí varían, se incluye la interacción de dichos precios con los efectos fijos de tiempo por trimestre, y de esta manera capturamos el efecto de los precios de los vehículos nuevos sobre el precio de los vehículos usados.

De otro lado, incluimos el efecto fijo $\alpha_{m,v,a,i}$, el cual nos permite controlar por las características invariantes tanto del automóvil (por ejemplo, si el tipo de transmisión es automática o mecánica, o características que no varían en el corto plazo como el color y kilometraje del vehículo), como del individuo. Esto a su vez nos permite identificar el traspaso del tipo de cambio utilizando únicamente la variación del precio en el tiempo, por automóvil e individuo. Finalmente, incluimos el efecto fijo $\alpha_{trimestre\text{-}año}$ para controlar por cualquier choque agregado que ocurra en cada trimestre de nuestra muestra.

[12] Es preciso mencionar que, tomando en cuenta el Gráfico 5, no se consideran los datos de las primeras once semanas, donde por no tener la historia previa, el número promedio de semanas de publicado un mismo anuncio es menor.

[13] Este enfoque está motivado por los trabajos de Schott (2004), Hummels y Klenow (2005) y Hallak (2006).

[14] Primero obtenemos un valor promedio por marca-modelo, para lo cual hacemos una regresión del $Precio_{m,v,a,i,s}$ sobre el año de fabricación del vehículo, el trimestre-año en el que aparece el anuncio en la muestra, y efectos fijos marca-modelo. Luego tomamos como precio promedio de cada vehículo al efecto fijo estimado. Finalmente, ordenamos el total de marca-variedades por precio y clasificamos como vehículos costosos aquellos cuyo precio es mayor al precio mediano.

# 3 Resultados

Los estimados de la ecuación (1) se reportan en el Cuadro 1, donde el precio en soles se calcula multiplicando el precio por el tipo de cambio de la semana correspondiente. De acuerdo con la columna 1, si el tipo de cambio aumentara en 10 por ciento, el precio en soles de los vehículos usados aumentaría en 2.7 por ciento. La columna 2 incluye como variable explicativa adicional el número de semanas que se encuentra a la venta el vehículo. Los resultados indican que cuanto más tiempo se demore en vender el vehículo el precio se reduce. Cuando controlamos por el número de semanas que se encuentra el vehículo a la venta, el estimado del traspaso del tipo de cambio a precios en soles aumenta a 66.4 por ciento.

La columna 3 reporta los estimados de la ecuación (1) tras incluir la interacción de la variación del tipo de cambio y una variable indicadora que toma el valor de 1 si el vehículo es costoso (como proxy de un bien de mayor calidad) y 0 en otro caso. Los resultados muestran que el traspaso del tipo de cambio a los precios en soles en los autos de mayor calidad es 35.5 por ciento más bajo que en los autos de menor calidad. Este resultado es consistente con las predicciones del modelo de Auer y Chaney (2009), donde el traspaso del tipo de cambio a precios es menor en bienes de mayor calidad (más costosos).

La columna 4 incluye la interacción de las variaciones del tipo de cambio con las semanas que el vehículo se encuentra a la venta, como una medida de estrechez de mercado, y se encuentra que el traspaso del tipo de cambio es menor cuando la estrechez del mercado aumenta o existe mayor competencia. Este resultado es similar a lo encontrado por Kim y otros (2003) en el mercado de trigo y por Gross y Schmitt (2000) en el mercado de autos importados en Suiza. Finalmente, la columna 5 reporta los estimados de incluir la interacción del número de semanas a la venta y si el auto es costoso o no. El traspaso del tipo de cambio a precios en soles es menor cuando el tiempo en vender el vehículo aumenta y cuando el auto es costoso.

**Cuadro 1.** *Regresión base*

| Variable Dependiente: Precio × TC (var.% ) | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|---|---|---|---|---|
| TC(var.%) | 0.270*** | 0.664*** | 0.857*** | 0.973*** | 0.813*** |
| | (0.0451) | (0.0462) | (0.0556) | (0.0601) | (0.0683) |
| TC(var.%) × automóvil costoso | | | -0.357*** | -0.356*** | -0.0257 |
| | | | (0.0579) | (0.0578) | (0.0895) |
| TC(var.%) × Semanas a la venta(ln) | | | | -0.284*** | -0.138* |
| | | | | (0.0562) | (0.0753) |
| TC(var.%) × Semanas a la venta(ln) × auto costoso | | | | | -0.292*** |
| | | | | | (0.100) |
| Índice PBI mensual(ln) | -0.167*** | -0.0652*** | -0.0651*** | -0.0385* | -0.0391* |
| | (0.0206) | (0.0202) | (0.0201) | (0.0207) | (0.0207) |
| Índice de Búsq. Google ‘Autos usados’(ln) | 0.00313 | 0.00123 | 0.00114 | 0.000891 | 0.000892 |
| | (0.00219) | (0.00209) | (0.00208) | (0.00207) | (0.00207) |
| Gasolina 90(ln) | 0.0392** | 0.0108 | 0.0130 | 0.00189 | -0.00132 |
| | (0.0163) | (0.0156) | (0.0156) | (0.0157) | (0.0157) |
| Semanas a la venta(ln) | | -0.0286*** | -0.0285*** | -0.0279*** | -0.0250*** |
| | | (0.00122) | (0.00122) | (0.00122) | (0.00153) |
| Semanas a la venta(ln) × automóvil costoso | | | | | -0.00601*** |
| | | | | | (0.00173) |
| Observaciones | 8,271 | 8,271 | 8,271 | 8,271 | 8,271 |
| R-cuadrado | 0.816 | 0.833 | 0.834 | 0.834 | 0.835 |

**Notas:** Errores estándar en paréntesis. ***,**, * denotan niveles de significancia al 1 %,5 % y 10 %, respectivamente. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de individuo-marca-modelo y año de fabricación; y efectos fijos por cada trimestre año.

**Cuadro 2.** *Moneda en la que pagaron el vehículo*

| Tipo de Auto: | Dólares | Soles | No lo vendió | Total |
|---|---|---|---|---|
| No costoso | 70 | 14 | 10 | 94 |
| (%) | 74.47 | 14.89 | 10.64 | 100 |
| Costoso | 139 | 1 | 18 | 158 |
| (%) | 87.97 | 0.63 | 11.39 | 100 |
| Total | 209 | 15 | 28 | 252 |
| (%) | 82.94 | 5.95 | 11.11 | 100 |

Adicionalmente, se consideró que una explicación alternativa para los resultados de la columna 4 sería la preferencia por moneda doméstica para el pago de los vehículos más costosos. Esto facilitaría el proceso de creación de precios en soles por parte del comprador y reduciría el poder del vendedor de trasladar directamente variaciones del tipo de cambio al precio (en soles). En el Perú la compra/venta de dólares americanos se puede realizar tanto en los bancos, operación por la cual estos cobran un diferencial (entre la compra y la venta) cercano al 5 por ciento por dólar; como en el mercado informal, donde el diferencial es aproximadamente de 0.5 por ciento. Sin embargo, cuando se accede al mercado informal el comprador afronta el riesgo de adquirir billetes falsificados y/o estar expuesto a robos, siendo ambos riesgos crecientes en términos del monto de la transacción. Luego, ante este temor, es más probable que para la adquisición de vehículos costosos el comprador prefiera acudir al mercado formal, incurriendo así en una comisión adicional. Este costo adicional puede evitarse si el pago por el vehículo es realizado en soles, hecho que es internalizado por el vendedor, quien pasaría a formar sus precios en soles para luego convertir el precio a dólares, lo cual reduciría el traspaso del tipo de cambio.

Para contrastar la hipótesis alternativa de que, proporcionalmente, más autos costosos se suelen pagar en moneda doméstica, y que esto reduciría el traspaso del tipo de cambio, se intentó contactar por vía telefónica a una submuestra de 600 anunciantes del año 2016, a quienes se les consultó la moneda en la cual se realizó el pago del vehículo. De acuerdo con el Cuadro 2, de los anunciantes que atendieron las llamadas, un 82.94 por ciento reveló que el pago del vehículo fue efectuado en dólares americanos. Asimismo, cuando dividimos la muestra en vehículos costosos y no costosos, un 87.97 por ciento de vehículos costosos fueron pagados en dólares, mientras que un 74.47 por ciento de los vehículos no costosos fueron pagados en dólares. Esto último sugiere, contrariamente a lo planteado en el párrafo anterior, que el menor traspaso del tipo de cambio en los vehículos costosos no estaría explicado por la preferencia del uso de soles como moneda de pago de estos vehículos.

### 3.1 Efectos Asimétricos

Pérez y Vega (2015) encuentran efectos asimétricos del tipo de cambio a nivel agregado para la economía peruana. Para evaluar la presencia de efectos asimétricos del tipo de cambio estimamos la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned}\Delta\%Precio_{m,v,a,i,s-s_0} &= \alpha_1|\Delta\%TC_{m,v,a,i,s-s_0}| \times \mathbb{1}_{(Apreciación)} + \alpha_2|\Delta\%TC_{m,v,a,i,s-s_0}| \times \mathbb{1}_{(Depreciación)}\\ &+ [\beta_1\Theta_{m,v,a} + \beta_2\Gamma_{m,v,a,i,s-s_0}] \times |\Delta\%TC_{m,v,a,i,s-s_0}| \times \mathbb{1}_{(Apreciación)}\\ &+ [\beta_3\Theta_{m,v,a} + \beta_4\Gamma_{m,v,a,i,s-s_0}] \times |\Delta\%TC_{m,v,a,i,s-s_0}| \times \mathbb{1}_{(Depreciación)}\\ &+ \Gamma_{m,v,a,i,s-s_0} + Controles_s + Controles_{mensuales} + \alpha_{m,v,a,i} + \alpha_{trimestral} + \epsilon_{m,v,a,i,s-s_0}\,, \quad (2)\end{aligned}$$

donde diferenciamos periodos de apreciación y depreciación del tipo de cambio al incluir la interacción

**Cuadro 3.** *Efectos asimétricos*

| Variable Dependiente: Precio × TC (var.% ) | (1) | (2) | (3) |
|---|---|---|---|
| TC(var.%)-Apreciación | -0.767*** | | |
| | (0.111) | | |
| TC(var.%)-Depreciación | 0.636*** | | |
| | (0.0539) | | |
| TC(var.%)-Apreciación × automóvil no costoso | | -0.690*** | -0.690*** |
| | | (0.140) | (0.147) |
| TC(var.%)-Depreciación × automóvil no costoso | | 0.875*** | 0.948*** |
| | | (0.0650) | (0.0921) |
| TC(var.%)-Apreciación × automóvil costoso | | -0.859*** | -0.758*** |
| | | (0.150) | (0.157) |
| TC(var.%)-Depreciación × automóvil costoso | | 0.441*** | 0.883*** |
| | | (0.0615) | (0.0867) |
| TC(var.%)-Apreciación × Semanas a la venta(ln) × automóvil no costoso | | | -0.327** |
| | | | (0.161) |
| TC(var.%)-Depreciación × Semanas a la venta(ln) × automóvil no costoso | | | -0.398*** |
| | | | (0.106) |
| TC(var.%)-Apreciación × Semanas a la venta(ln) × automóvil costoso | | | 0.0763 |
| | | | (0.188) |
| TC(var.%)-Depreciación × Semanas a la venta(ln) × automóvil costoso | | | -0.657*** |
| | | | (0.102) |
| Semanas a la venta(ln) | -0.0282*** | -0.0283*** | -0.0230*** |
| | (0.00133) | (0.00133) | (0.00191) |
| Semanas a la venta(ln) × automóvil costoso | | | -0.00605** |
| | | | (0.00243) |
| Índice PBI mensual(ln) | -0.0612*** | -0.0613*** | -0.0185 |
| | (0.0206) | (0.0206) | (0.0215) |
| Gasolina 90(ln) | 0.00889 | 0.00959 | -0.00135 |
| | (0.0159) | (0.0158) | (0.0160) |
| Índice de Búsq. Google ‘Autos usados’(ln) | 0.00268 | 0.00255 | 0.00251 |
| | (0.00215) | (0.00214) | (0.00213) |
| Observaciones | 7,682 | 7,682 | 7,682 |
| R-cuadrado | 0.836 | 0.837 | 0.840 |

**Notas:** Errores estándar en paréntesis. ***,**, * denotan niveles de significancia al 1 %,5 % y 10 %, respectivamente. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de individuo-marca-modelo y año de fabricación; y efectos fijos por cada trimestre año.

de las variaciones absolutas del tipo de cambio, $|\Delta\%TC_{m,v,a,i,s-s_0}|$, con la variable indicadora *Apreciación* (1 si el tipo de cambio se aprecia y 0 en otro caso) y con la variable *Depreciación* (1 si el tipo de cambio se deprecia y 0 en otro caso). Al igual que en la ecuación (1), consideramos como variables explicativas al número de semanas que se publica el anuncio y si el auto es costoso, y otros controles.

Los estimados de la ecuación (2) se reportan en el Cuadro 3. Los resultados de la columna 1 muestran un efecto diferenciado de apreciaciones (reducciones) y depreciaciones (aumentos) del tipo de cambio en el precio en soles de los vehículos. Apreciaciones del tipo de cambio están asociadas con un traspaso de 76.7 por ciento (en valor absoluto), mientras que depreciaciones del tipo de cambio implicarían un traspaso de 63.6 por ciento.[15]

[15] Si bien los estimados puntuales de apreciación y depreciación de la columna 1 del Cuadro 3 son distintos en valor absoluto, no se puede rechazar la hipótesis nula que la suma de los coeficientes es igual a cero (es decir, efectos simétricos).

**Cuadro 4.** *Pruebas de robustez*

| Variable Dependiente: Precio × TC (var.% ) | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---|---|---|---|---|---|
| TC(var.%) | -0.0165 | 0.0622 | 0.881*** | 1.553*** | 1.046*** |
| | (0.0378) | (0.0384) | (0.0503) | (0.170) | (0.231) |
| TC(var.%) × automóvil costoso | | | -0.399*** | -0.401*** | 0.331 |
| | | | (0.0624) | (0.0623) | (0.328) |
| TC(var.%) × Semanas prom. venta(ln) | | | | -0.218*** | -0.0619 |
| | | | | (0.0529) | (0.0738) |
| TC(var.%) × Semanas prom. venta(ln) × automóvil costoso | | | | | -0.230** |
| | | | | | (0.105) |
| Índice PBI mensual(ln) | -0.229*** | -0.216*** | -0.0717*** | -0.0676*** | -0.0703*** |
| | (0.0170) | (0.0169) | (0.0156) | (0.0156) | (0.0219) |
| Índice de Búsq. Google 'Autos usados'(ln) | 0.000198 | 0.00133 | 0.00168 | 0.00162 | 0.00205 |
| | (0.00248) | (0.00248) | (0.00221) | (0.00220) | (0.00222) |
| Gasolina 90(ln) | 0.119*** | 0.113*** | 0.0210* | 0.0145 | 0.0160 |
| | (0.0126) | (0.0125) | (0.0115) | (0.0116) | (0.0170) |
| Semanas a la venta(ln) | | | -0.0335*** | -0.0338*** | -0.0286*** |
| | | | (0.000988) | (0.000988) | (0.00134) |
| Semanas prom. venta(ln) | | -0.0127*** | -0.00398*** | -0.00224** | -0.00104 |
| | | (0.00113) | (0.00104) | (0.00112) | (0.00159) |
| Semanas prom. venta(ln) × automóvil costoso | | | | | -0.000866 |
| | | | | | (0.00216) |
| Observaciones | 7,206 | 7,090 | 7,090 | 7,090 | 7,090 |
| R-cuadrado | 0.778 | 0.785 | 0.829 | 0.830 | 0.832 |

**Notas:** Errores estándar en paréntesis. ***,**, * denotan niveles de significancia al 1 %,5 % y 10 %, respectivamente. Todas las regresiones incluyen efectos fijos de individuo-marca-modelo y año de fabricación; y efectos fijos por cada trimestre año.

La columna 2 muestra que apreciaciones del tipo de cambio reducen los precios en soles de los autos no costosos (-0.69), mientras que el efecto de una apreciación es mayor (en valor absoluto) en los precios de los autos costosos (-0.85). Lo contrario sucede ante una depreciación (aumento) del tipo de cambio, ante la cual el precio de los automóviles aumenta proporcionalmente más cuando el automóvil es barato (0.875) que cuando es costoso (0.441). Estos resultados son consistentes con los traspasos del tipo de cambio implícitos por tipo de automóvil (costoso o no) cuando el precio es medido en dólares. Este efecto diferenciado entre autos costosos y no costosos del traspaso asimétrico del tipo de cambio podría deberse a eventuales precios piso y tope en soles, implícitamente formulados por parte de los anunciantes. Estos precios límite reducen justamente el traspaso del tipo de cambio ante una apreciación, en el caso de los vehículos no costosos, y de una depreciación en el caso de un vehículo costoso.

Finalmente, la columna 3 muestra cómo varía el traspaso del tipo de cambio cuando la competencia o la estrechez de mercado aumenta (el número de semanas de publicación del anuncio aumenta). Así, en el caso de autos no costosos, en periodos de apreciación del tipo de cambio, el traspaso del tipo de cambio a precios aumenta en valor absoluto (0.327) pero disminuye en periodos de depreciación (-0.398). Por otro lado, en el caso de vehículos costosos, la mayor competencia modifica el traspaso del tipo de cambio solo en escenarios de depreciación. Cabe mencionar que los resultados de las columnas 2 y 3 no son comparables porque la variable "Semanas a la venta" no está expresada en desvíos.

### 3.2 Robustez

Para concluir, se realiza un análisis de robustez que utiliza como medida de competencia el número promedio de semanas que se encuentra a la venta el resto de vehículos de la misma marca cada semana. El

objetivo de este análisis es evitar potenciales problemas de endogeneidad generados por alguna relación, si es que la hubiera, entre las características no observables del individuo que varían en el tiempo y el número de semanas que se encuentra el vehículo a la venta. Cabe indicar que para los casos en los cuales no se contaba con al menos otros dos vehículos de la misma marca y de la clasificación de costoso y no costoso, no se consideró la observación. Los estimados de la ecuación (1) son reportados en el Cuadro 4 (p. 39). Los signos y la significancia estadística de los coeficientes reportados resultan similares a los hallados en el Cuadro 1. No obstante, cabe precisar que una parte de la diferencia entre los estimados puntuales reportados en las tablas de la sección de robustez y los resultados base se debe a que la interacción entre la variación del tipo de cambio y las otras variables no se efectúa con las series en desvíos.

## 4 Conclusiones

Este trabajo explora el traspaso del tipo de cambio a los precios en el mercado de vehículos usados, un bien cuyo precio es usualmente fijado en moneda extranjera (dólares americanos). En ese sentido, los resultados de este trabajo dan algunas luces del traspaso del tipo de cambio a los precios para otros bienes cuyo precio también es fijado en dólares en la economía peruana.

Para dicho fin, se utiliza información semanal de anuncios de venta de vehículos usados, publicados en el diario El Comercio. Se encuentra, controlando por características de cada vehículo y anunciante, que el nivel de traspaso promedio del tipo de cambio a los precios en moneda doméstica (soles) es cercano al 70 por ciento. Asimismo, consistente con el modelo planteado por Auer y Chaney (2009) encontramos evidencia que el traspaso de tipo de cambio es menor cuando el precio del vehículo es de mayor calidad (mayor precio). De igual manera, y similar a trabajos previos como los de Kim y otros (2003) y Gross y Schmitt (2000), se encuentra evidencia de que el traspaso del tipo de cambio a los precios es menor cuando la estrechez o nivel de competencia del mercado es mayor. Finalmente, al igual que Pérez y Vega (2015) se estima que existen asimetrías en el traspaso del tipo de cambio a los precios, que dependen tanto del valor del vehículo, como de la estrechez del mercado.

## Referencias


Aron, J., K. Creamer, J. Muellbauer y N. Rankin (2014), “Exchange rate pass-through to consumer prices in South Africa: Evidence from micro-data”, *Journal of Development Studies*, 50(1), 165-185.

Auer, R., y T. Chaney (2009), “Exchange rate pass-through in a competitive model of pricing-to-market”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(S1), 151-175.

Berman, N., P. Martin y T. Mayer. (2012), “How do different exporters react to exchange rate changes?”, *Quarterly Journal of Economics*, 127(1), 437-492.

Castellares, R. (2017), “Condiciones de mercado y calidad como determinantes del traspaso del tipo de cambio: Evidencia a partir de microdatos”, Banco Central de Reserva del Perú, Documento de trabajo 2017-07.

Contreras, A., Z. Quispe, y F. Regalado (2016), “Real dollarization and monetary policy in Peru”, XXXIV Encuentro de Economistas BCRP.

Gopinath, G., O. Itskhoki y R. Rigobon (2010), “Currency choice and exchange rate pass-through”, *American Economic Review*, 100(1), 304-336.

Gross, D. M. y N. Schmitt (2000), “Exchange rate pass-through and dynamic oligopoly: An empirical investigation”, *Journal of International Economics*, 52(1), 89-112.

Hallak, J. C. (2006), "Product quality and the direction of trade", *Journal of International Economics*, 68(1), 238-265.

Hummels, D. y P. Klenow (2005), "The variety and quality of a nation's exports", *American Economic Review*, 95(3), 704-723.

Kim, M., G. Cho y W. W. Koo (2003), "Exchange rate pass-through and its relation to market power: Reinterpretation of the degree of exchange rate pass-through", American Agricultural Economics Association Annual Meeting.

Kochen, F., y D. Sámano (2016), "Price-setting and exchange rate pass-through in the Mexican economy: Evidence from CPI micro data", Banco de México, Working Paper 2016-13.

Miller, S. (2003), "Estimación del pass-through del tipo de cambio a precios: 1995-2002", Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 10, 1-34.

Montoro, C. (2006), "Dolarización de precios", Banco Central de Reserva del Perú, Nota de Estudio 2006-14.

Pérez, F., y M. Vega (2015), "Asymmetric exchange rate pass-through: Evidence from Peru", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2015-011.

Schott, P. K. (2004), "Across-product versus within-product specialization in international trade", *Quarterly Journal of Economics*, 119(2), 647-678.

Winkelried, D. (2014), "Exchange rate pass-through and inflation targeting in Peru", *Empirical Economics*, 46(4), 1181-1196.

*Página en blanco*

*Revista Estudios Económicos* **33**, 43 - 55 (Junio 2017)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos.html



# Dolarización real en el Perú

Alex Contreras, Zenón Quispe, Fernando Regalado
y Martín Martínez*

*Aunque la dolarización financiera se ha reducido considerablemente (en el caso de los créditos, de más de 80 en 1990 a menos de 30 en 2017), la dolarización de las transacciones persiste en niveles altos (alrededor de 60 por ciento). Ello impone desafíos importantes a la política monetaria, principalmente en escenarios de mayor volatilidad del tipo de cambio, que afectan a la inflación doméstica a través del traspaso hacia precios. Este documento presenta una medición de la dolarización real a nivel sectorial y al nivel de la estructura de costos de las empresas no financieras, lo que resulta crucial para comprender mejor este fenómeno y contribuir al diseño de la política monetaria en el Perú.*

**Palabras Clave** : Dolarización, política monetaria, precios, traspaso del tipo de cambio.
**Clasificación JEL** : E31 , E52, E58, F31.

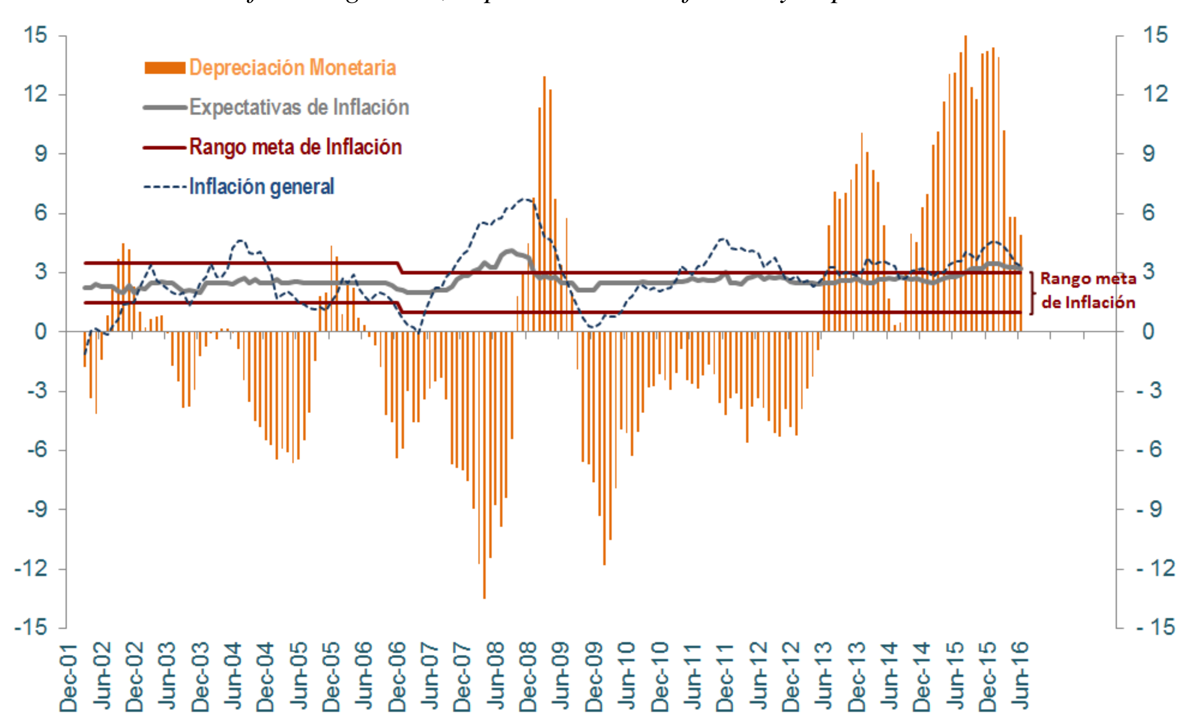
La dolarización parcial sigue siendo la principal vulnerabilidad de la economía peruana. Durante la década de 1970, los hogares fueron inducidos a mantener activos denominados en moneda extranjera debido a la persistente alta inflación (27 por ciento anual en promedio), un proceso reforzado por la hiperinflación de 1988-1990 (3,850 por ciento anual en promedio). Desde fines de 1990 y los años siguientes, las reformas en el sistema financiero y en la conducción de las políticas monetaria y fiscal, estabilizaron la hiperinflación y los precios alcanzando niveles de 3.7 por ciento de inflación anual en 1999 (véase Armas, 2016). El régimen de metas explícitas de inflación (MEI) implementado por el Banco Central desde el año 2002 consolidó la estabilidad de los precios con una inflación anual de 2.8 por ciento en promedio entre 2002 y 2015. La importante reducción de la inflación, complementada con las políticas de desdolarización del Banco Central redujo notablemente la dolarización financiera, pasando de 82 por ciento a fines de la década de 1990 a 29 por ciento en junio de 2017.

El Perú fue el primer país en implementar un exitoso esquema de MEI para la política monetaria en un contexto de dolarización parcial de la economía. En 2002, cuando se adoptó este marco de política monetaria, la dolarización de depósitos y préstamos ascendía a 67 y 77 por ciento, respectivamente. Si

* Contreras: Banco Central de Reserva del Perú (BCRP), Universidad de Piura, Universidad Peruana de Ciencias Aplicadas y Universidad Nacional de Ingeniería, Jr. Miró Quesada 441, Lima 1, Perú (email: alex.contreras@bcrp.gob.pe) Quispe: BCRP (email: zenon.quispe@bcrp.gob.pe). Regalado: BCRP y Universidad Santo Toribio de Mogrovejo (email: fernandoalonso.regalado@bcrp.gob.pe). Martínez: BCRP y Universidad Nacional Mayor de San Marcos (email: martin.martinez@bcrp.gob.pe).

Los autores agradecen a los participantes del XXXIV Encuentro de Economistas del BCRP por sus comentarios y sugerencias. Las opiniones vertidas en este documento son de estricta responsabilidad de los autores y no necesariamente representan la opinión del BCRP.

**GRÁFICO 1.** *Inflación general, expectativas de inflación y depreciación de la moneda*




**NOTA:** Las variables están expresadas como variación porcentual de los últimos 12 meses.
**FUENTE:** Banco Central de Reserva del Perú.

bien la dolarización puede crear fricciones en los mecanismos de transmisión de la política monetaria, la experiencia peruana muestra que es posible implementar un régimen de MEI con dolarización, complementando el diseño regular de la política monetaria que utiliza el tasa de interés a corto plazo como meta operativa con un uso activo de herramientas macroprudenciales, tales como como los requerimientos de encajes y las intervenciones en el mercado cambiario.

Sin embargo, a pesar de la importante reducción de la dolarización financiera (que sigue siendo alta para estándares internacionales), los eventos en el mercado cambiario plantean desafíos a la política monetaria a través del efecto traspaso del tipo de cambio a los precios internos, inducido por la persistencia de la dolarización real que, a su vez, puede afectar la formación de expectativas de inflación. El Gráfico 1 muestra que las fluctuaciones de la inflación y las expectativas de inflación son menores que los de la depreciación de la moneda. La naturaleza de las fluctuaciones cambiarias, así como el mediano grado de dolarización real, pueden influir sobre el efecto traspaso.

En este documento se presenta una primera medición de la dolarización real en Perú. Primero, se identifica la dolarización de las transacciones a nivel sectorial; segundo, el nivel de dolarización en la estructura de los costos (costos de mano de obra, costos financieros, costos operativos y precios de los insumos), distinguiendo el carácter transable y no transable de la producción final de las empresas. Para ello, se utiliza la información de la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas llevada a cabo por el BCRP especialmente para este propósito. Se realiza, además, una medición indirecta de los posibles efectos del tipo de cambio debido a desajustes monetarios. Finalmente, se discuten los desafíos para la política monetaria planteada por la dolarización real.

El resto del documento se organiza de la siguiente manera. En la sección 1 se discuten algunas regularidades empíricas de la dolarización financiera. En la sección 2 se estudia la dolarización real. En la sección 3 se concluye.

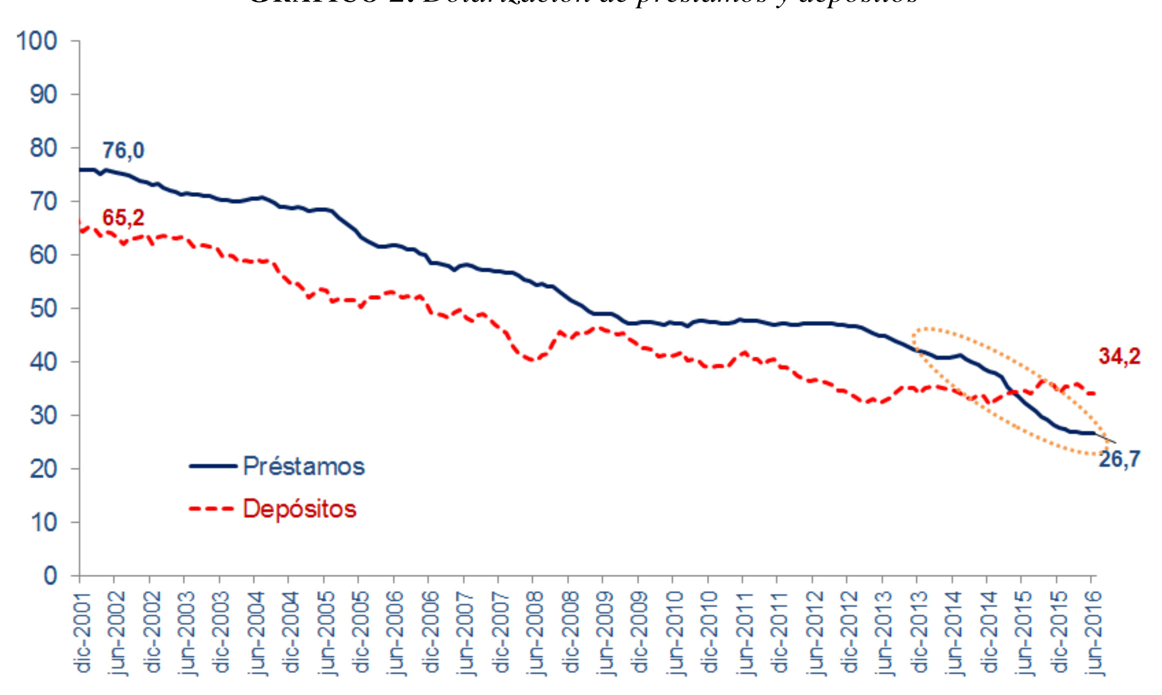
## 1 REGULARIDADES EMPÍRICAS DE LA DOLARIZACIÓN FINANCIERA

Desde la implementación del esquema de política monetaria de MEI en el Perú, la dolarización financiera de la economía se ha reducido considerablemente, tanto a nivel de activos como de pasivos del sistema financiero. La dolarización de los préstamos disminuyó de 76.0 por ciento en enero de 2002 a 34.2 por ciento en junio de 2016, y la dolarización de los depósitos se redujo de 65.2 a 34.2 por ciento durante el mismo período. Véase el Gráfico 2.

Los principales factores que contribuyeron al proceso de desdolarización incluyen la sostenida estabilidad macroeconómica de la economía peruana –reflejada en los niveles de inflación (dentro del rango de estabilidad de precios, con un promedio de 2.8 por ciento durante los últimos 15 años– y una gestión disciplinada de las cuentas fiscales –reflejada en una importante reducción de la deuda del sector público, que alcanzó un promedio del 29.6 por ciento del PBI durante el mismo período, como se muestra en el Gráfico 3 (p. 46). Además, el proceso de desdolarización se ha visto reforzado por políticas macroprudenciales encaminadas a fortalecer la estabilidad del sistema financiero, lo que permitió a las instituciones financieras internalizar los riesgos cambiarios, y por el desarrollo progresivo de los mercados de capitales con el comercio de activos en moneda nacional también desempeñó un papel importante. Véase García-Escribano (2011) y Catão y Terrones (2016).

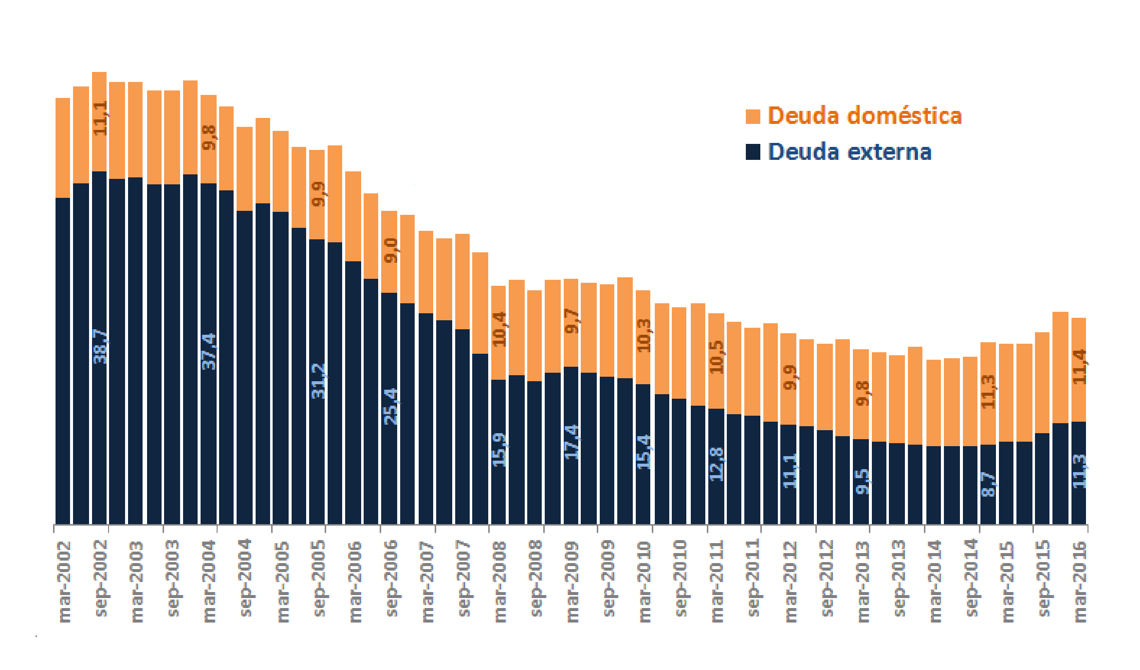
Como reflejo de la creciente confianza de los agentes económicos en la moneda nacional, el proceso de dolarización financiera de la economía muestra una clara tendencia a la baja. Sin embargo, este proceso no ha estado exento de estancamientos o incluso episodios breves de retroceso. Este comportamiento puede estar manifestando un fuerte efecto de la incertidumbre global y doméstica sobre el sistema financiero. El Gráfico 4 (p. 46) muestra que el proceso de desdolarización de los préstamos al sector privado se ha reducido persistentemente entre diciembre de 2003 y junio de 2016, con la excepción de un episodio durante el período de octubre de 2010 a setiembre de 2011. En contraste, la desdolarización de depósitos

**GRÁFICO 2.** *Dolarización de préstamos y depósitos*




**NOTA:** Ratios de dolarización calculados con tipo de cambio constante desde diciembre de 2014.
**FUENTE:** Banco Central de Reserva del Perú.

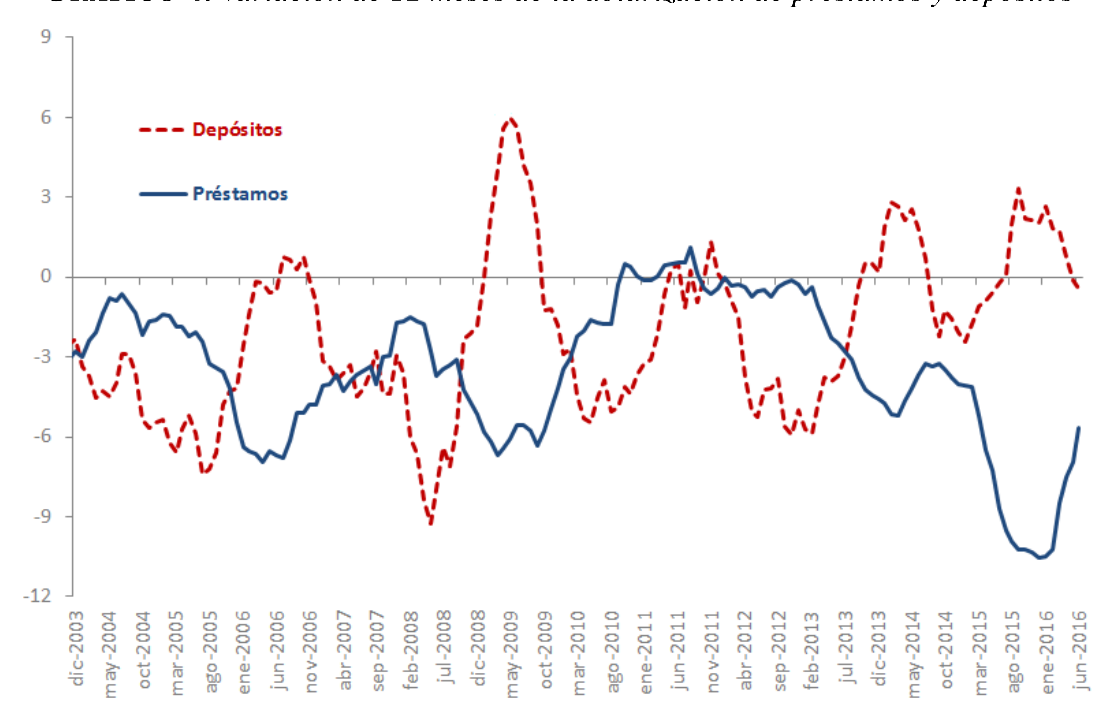
**Gráfico 3.** *Deuda pública como porcentaje del PBI*




**Fuente:** Banco Central de Reserva del Perú.

presenta hasta seis episodios de incrementos en el ratio de dolarización, siendo el más crítico el período de febrero 2009 a setiembre 2009, durante la crisis financiera internacional, con un aumento de hasta 6 puntos porcentuales.

**Gráfico 4.** *Variación de 12 meses de la dolarización de préstamos y depósitos*




**Nota:** Basado en los ratios de dolarización calculados con tipo de cambio fijo desde diciembre de 2014.
**Fuente:** Banco Central de Reserva del Perú.

**GRÁFICO 5.** *Dolarización de depósitos y préstamos versus depreciación cambiaria*

(a) Depósitos

ΔDolarización de los depósitos= - 2.0336 + 0.3283Depreciación
$R^2$ = 0.4891

(b) Préstamos

ΔDolarización de los préstamos= - 3.5198 - 0.2852 Depreciación
$R^2$ = 0.4796

**NOTA:** Se muestran variaciones a 12 meses, en porcentajes.
**FUENTE:** Banco Central de Reserva del Perú.

La evolución de la tasa de dolarización de depósitos refleja el ajuste rápido en la composición por monedas de los depósitos debido a cambios en las condiciones financieras que influyen en los costos de oportunidad de los depositantes. Una depreciación de la moneda nacional induce a los depositantes a incrementar la dolarización de sus activos para proteger el valor de sus ahorros. El panel (a) del Gráfico 5 refleja el comportamiento de los depositantes, que aumentan la dolarización de depósitos en respuesta a las depreciaciones de la moneda nacional. Asimismo, como se aprecia en el panel (b) del Gráfico 5, debido a los riesgos crediticios asociados a los préstamos en moneda extranjera, las variaciones en la dolarización de los préstamos se correlacionan negativamente con la tasa de depreciación de la moneda nacional, reflejando cambios en la estructura de pasivos de los agentes económicos para evitar importantes pérdidas por la variabilidad del tipo de cambio.

La dinámica de la dolarización financiera muestra señales claras de persistencia. Como Rossini y otros (2016) mencionan "el alto grado de inercia de la dolarización puede atribuirse a los costos transaccionales asociados a revisiones de contratos, o a insuficientes incentivos para cambiar las prácticas de mercado" (p.71). La literatura sobre dolarización enfatiza en gran medida los riesgos financieros relacionados con los pasivos en dólares con el sistema bancario local (véase Winkelried y Castillo, 2010). Sin embargo, la existencia de una práctica extendida de mantener los precios en dólares genera complicaciones importantes para el objetivo de estabilidad de precios, dada la mayor incertidumbre sobre el efecto traspaso de la depreciación cambiaria a la inflación y los ciclos de retroalimentación de estas variables con las expectativas de inflación. Por lo tanto, medir la dolarización real en términos de la estructura de costos de las empresas no financieras, clasificándolas de acuerdo con su sector industrial, proporciona información importante para el diseño de la política monetaria.

# 2 Medición de la dolarización real

La persistencia de la dolarización parcial llevó a la economía peruana a adecuar sus tecnologías transaccionales y prácticas de mercado a la coexistencia de dos monedas. Actualmente en el Perú se permite las tenencias de cualquier forma de depósitos en el sistema financiero sin restricciones a monedas extranjeras como el dólar estadounidense. Los cajeros automáticos de los bancos están adaptados para retirar dinero en soles y dólares; además, el público puede acceder fácilmente al mercado de divisas tanto en el sistema financiero formal como en el mercado informal. La mayoría de los bienes duraderos (como bienes raíces, automóviles, maquinaria, entre otros) se negocian en dólares estadounidenses. Asimismo, la apertura comercial de la economía junto con el mayor crecimiento del comercio son factores que pueden inducir a la dolarización.

Esta sección presenta una serie de indicadores cualitativos y cuantitativos que caracterizan el grado de dolarización de los principales componentes de los costos e ingresos de las empresas no financieras, y que permiten evaluar la evolución de la dolarización a nivel microeconómico. Toda la información de esta sección es el resultado de preguntas especialmente formuladas en la Encuesta de Expectativas Macroeconómicas (EEM) del BCRP durante los años 2015 y 2016.

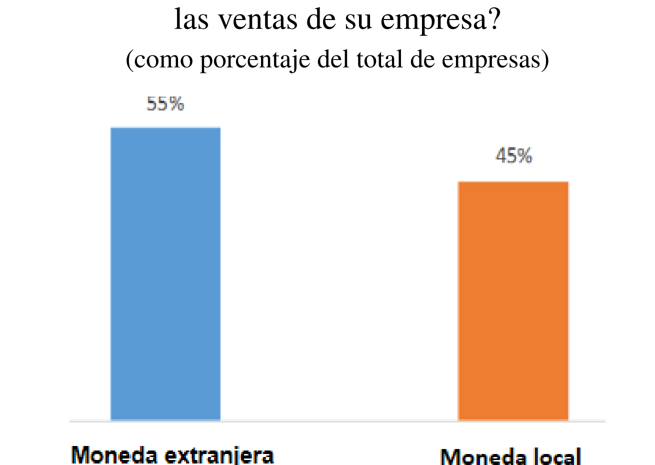
## 2.1 Composición de las ventas según moneda

De acuerdo con la EEM 2016, el 55 por ciento de las empresas no financieras fijan sus contratos de venta preferentemente en moneda extranjera y casi todos ellos prefieren el dólar estadounidense. Ello se muestra en el Gráfico 6.

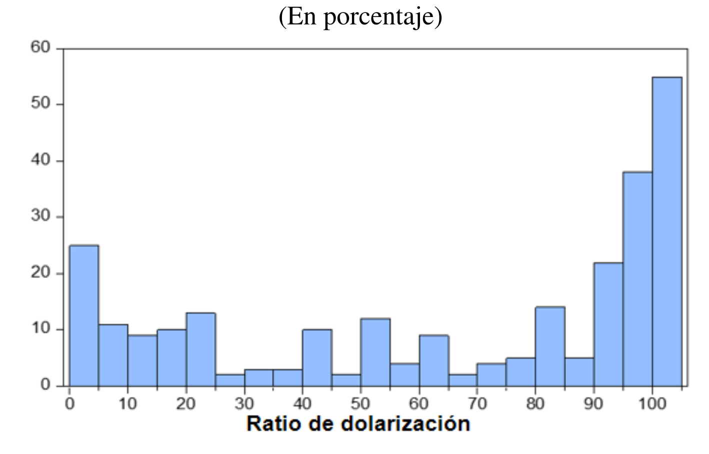
Sin embargo, como se aprecia en el Gráfico 7 (p. 49), la distribución de la dolarización de las empresas no financieras de acuerdo con su sector económico es asimétrica. El sector energético (que incluye electricidad, gas y agua) muestra el nivel más bajo de dolarización. El sector servicios presenta un 52 por ciento de la dolarización. La minería y la pesca, sectores cuyas producciones se orientan principalmente a la exportación, alcanzan un 92 por ciento de la dolarización.

**Gráfico 6.** *Dolarización de las ventas de empresas no financieras*

(A) ¿En qué moneda se realizan preferentemente las ventas de su empresa?
(como porcentaje del total de empresas)




(B) Distribución de la dolarización de las ventas de las empresas no financieras
(En porcentaje)




**Fuente:** EEM del Banco Central de Reserva del Perú.

**GRÁFICO 7.** *Dolarización de las ventas por sectores*

| | |
|---|---|
| Pesca | 92,4 |
| Minería e hidrocarburos | 91,9 |
| Transporte y comunicaciones | 72,3 |
| Agricultura | 65,0 |
| Comercio | 56,7 |
| Promedio | 53,7 |
| Manufactura | 53,3 |
| Servicios | 51,9 |
| Construcción | 27,9 |
| Electricidad, gas y agua | 8,3 |

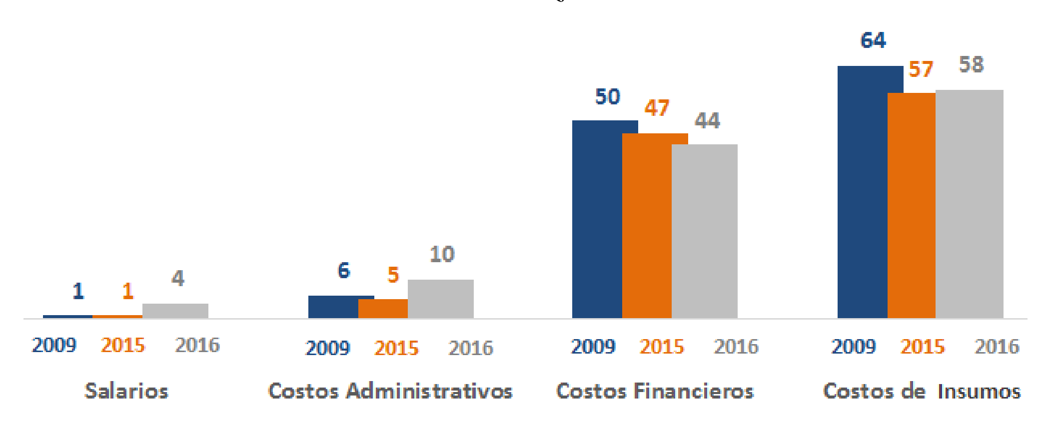
**FUENTE:** EEM del Banco Central de Reserva del Perú.

## 2.2 ESTRUCTURA DE LOS COSTOS POR MONEDA

El Gráfico 8 muestra que, al evaluar la estructura de costos de las empresas no financieras, más del 90 por ciento de las empresas revelan que los salarios y los costos administrativos se denominan principalmente en moneda nacional.

Por su parte, respecto a los costos financieros, el 44 por ciento de las empresas revela que sus costos se encuentren preferentemente vinculados al dólar, con una dolarización promedio de 43 por ciento en 2016. La evolución de estos costos refleja el impacto de la política de desdolarización implementada por el Banco Central de Reserva para reducir las vulnerabilidades que implican los mayores niveles de dolarización. En diciembre de 2014, el Banco Central de Reserva introdujo un conjunto de medidas para fortalecer su política de desdolarización, iniciada en diciembre de 2013, con requerimientos de encaje adicionales condicionados al crecimiento de los préstamos en dólares. Los objetivos de estas

**GRÁFICO 8.** *Dolarización de costos*




**NOTA:** El porcentaje de la dolarización de los costos corresponde al número de empresas encuestadas que manifiestan que la mayor parte de sus costos están en moneda extranjera.
**FUENTE:** EEM del Banco Central de Reserva del Perú.

medidas fueron: (i) proporcionar liquidez en moneda nacional para permitir la sustitución de préstamos en dólares; (ii) asegurar una tendencia decreciente en el volumen de préstamos en dólares; (iii) prevenir la dolarización de los depósitos; y (iv) reducir la volatilidad del tipo de cambio. Este conjunto de medidas se introdujeron con excepción de las operaciones asociadas al comercio internacional y de los préstamos a largo plazo.

No obstante, a pesar de importantes logros en el objetivo de la desdolarización en la mayoría de los segmentos de gasto de las empresas no financieras, el grado de dolarización de los costos de insumos sigue siendo alto a pesar de que se ha reducido. El 58 por ciento de las empresas reconocen que sus compras de insumos están denominadas mayormente en moneda extranjera, con un grado de dolarización de alrededor de 54 por ciento.

El Gráfico 9 (p. 51) muestra la dolarización de costos por sectores económicos. La dolarización salarial es muy baja en la mayoría de los sectores económicos, con un máximo del 6.6 por ciento. Con respecto a los gastos administrativos, la industria minera y pesquera son los sectores con mayor nivel de dolarización en este segmento, lo que puede reflejar cierto calce natural de ingresos y gastos, considerando que sus ventas están mayormente en dólares. En cuanto a la dolarización financiera de las empresas, los sectores minero, pesquero y agrícola presentan mayores niveles de dolarización. Finalmente, en el caso de los costos de insumos, la mayoría de los sectores económicos presentan un grado de dolarización cercano o superior al 60 por ciento.

### 2.3 Rigidez de la dolarización

Hay muchas hipótesis sobre la persistencia de la dolarización. Para evaluar las dificultades que enfrentan las empresas para cambiar de moneda extranjera a moneda nacional algunos de los componentes de sus ingresos o costos, se solicitó a las empresas no financieras que calificaran de 0 a 5 el grado de dificultad de cambiar de moneda extranjera a moneda nacional, donde 5 representa el mayor nivel de dificultad. En general, pareciera que no es tan difícil moverse entre monedas en la mayoría de las categorías. Sin embargo, como revelan los Gráficos 10 y 11 (p. 52), en el caso de ventas y compras de insumos el grado de dificultad es mayor. Esto es consistente con el hallazgo que los costos de insumos presentan el mayor grado de dolarización. Esta rigidez puede explicar la persistencia en la dolarización de los costos de los insumos y reflejar algunas características estructurales.

### 2.4 Dolarización de activos y pasivos

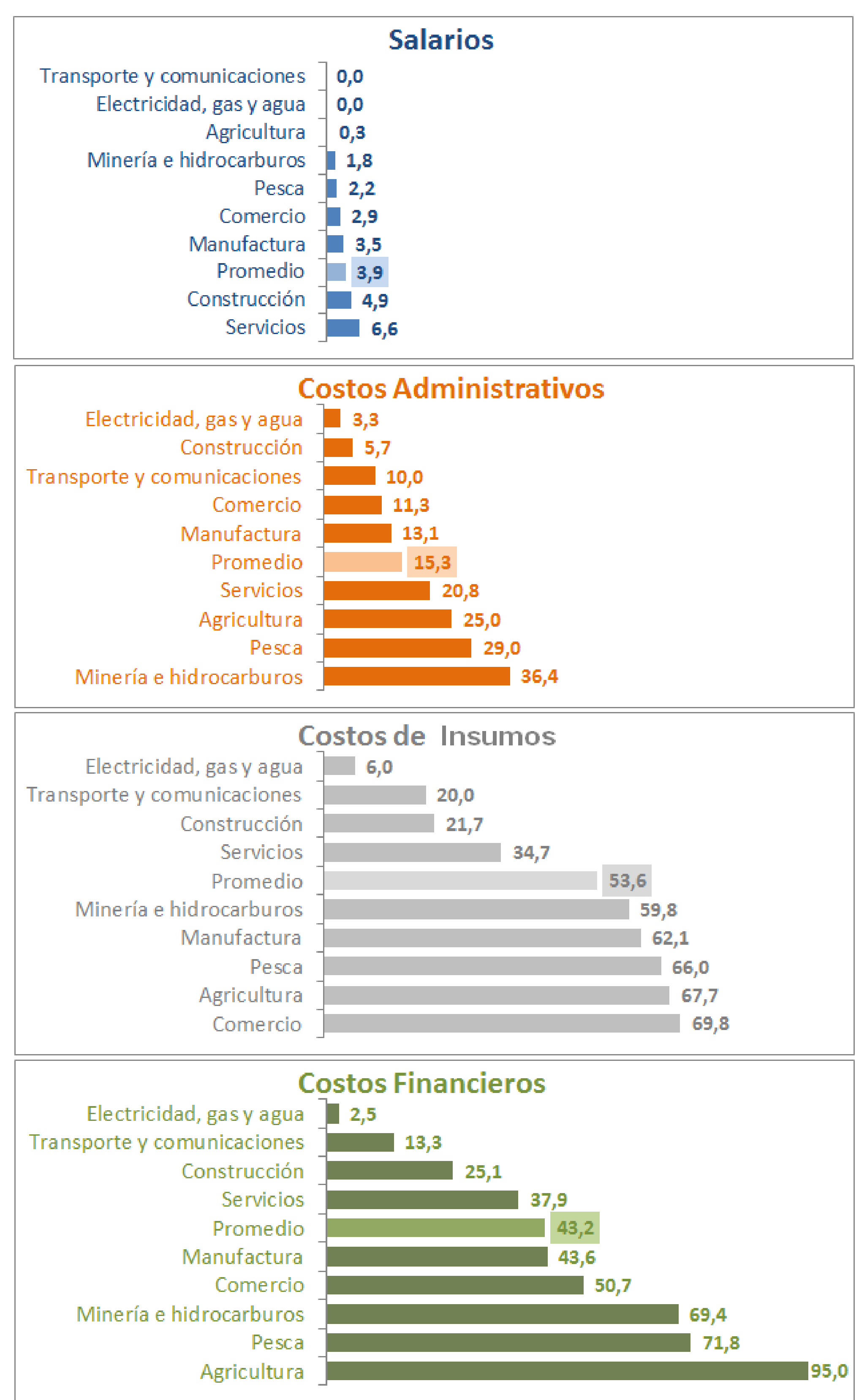
Definiendo el descalce de monedas como la diferencia entre activos y pasivos en moneda extranjera como porcentaje del total de activos, en esta sección –en especial en el Gráfico 12 (p. 53)– se presentan mediciones sobre el grado de dolarización del balance de las empresas.

De una muestra de 323 empresas no financieras, el 18 por ciento presentan un balance con calce de activos y pasivos en moneda extranjera, el 39 por ciento de las empresas tienen un descalce positivo (más activos en dólares) y 43 por ciento de las empresas presentan descalce negativo (más pasivos en dólares). Es este último caso de descalce negativo el que presenta una mayor vulnerabilidad a las fluctuaciones del tipo de cambio. De la muestra, el descalce promedio de monedas es del orden de 23 por ciento del total de activos en el caso de empresas con descalce cambiario positivo y 19 por ciento del total de activos en el caso de las empresas con descalce cambiario negativo.

Otra característica de la economía peruana es la escasez de instrumentos de cobertura que, junto con los problemas de información, podría dejar a las empresas que presentan descales muy expuestas a las

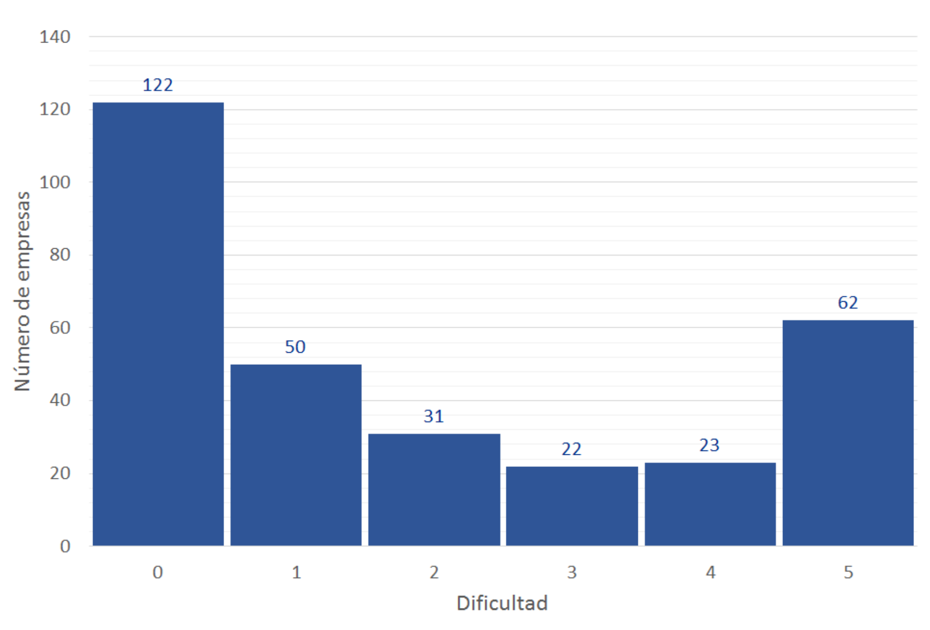
 

**GRÁFICO 9.** *Dolarización de costos por sectores*



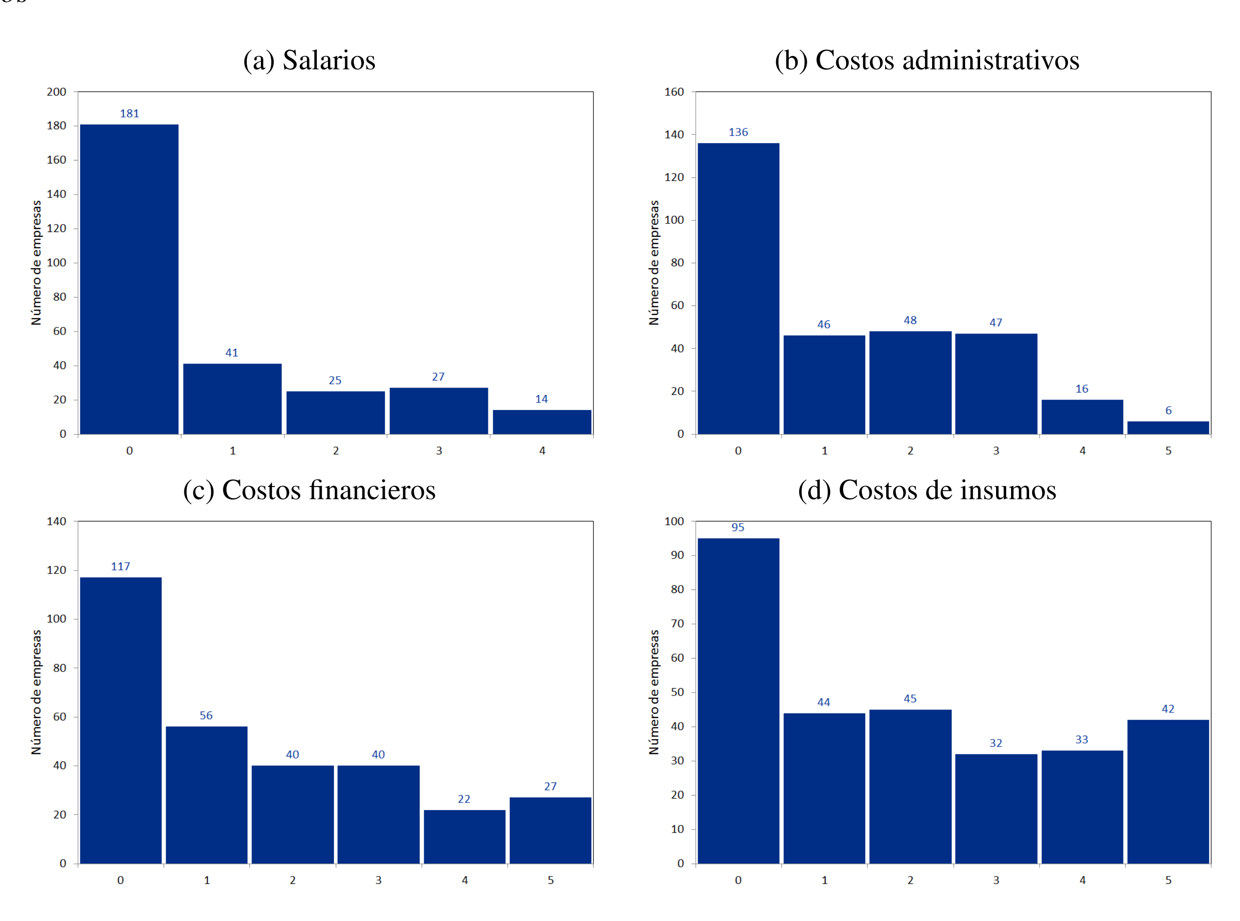

**FUENTE:** EEM del Banco Central de Reserva del Perú.

**GRÁFICO 10.** *Distribución del grado de dificultad para cambiar la denominación monetaria de las ventas*



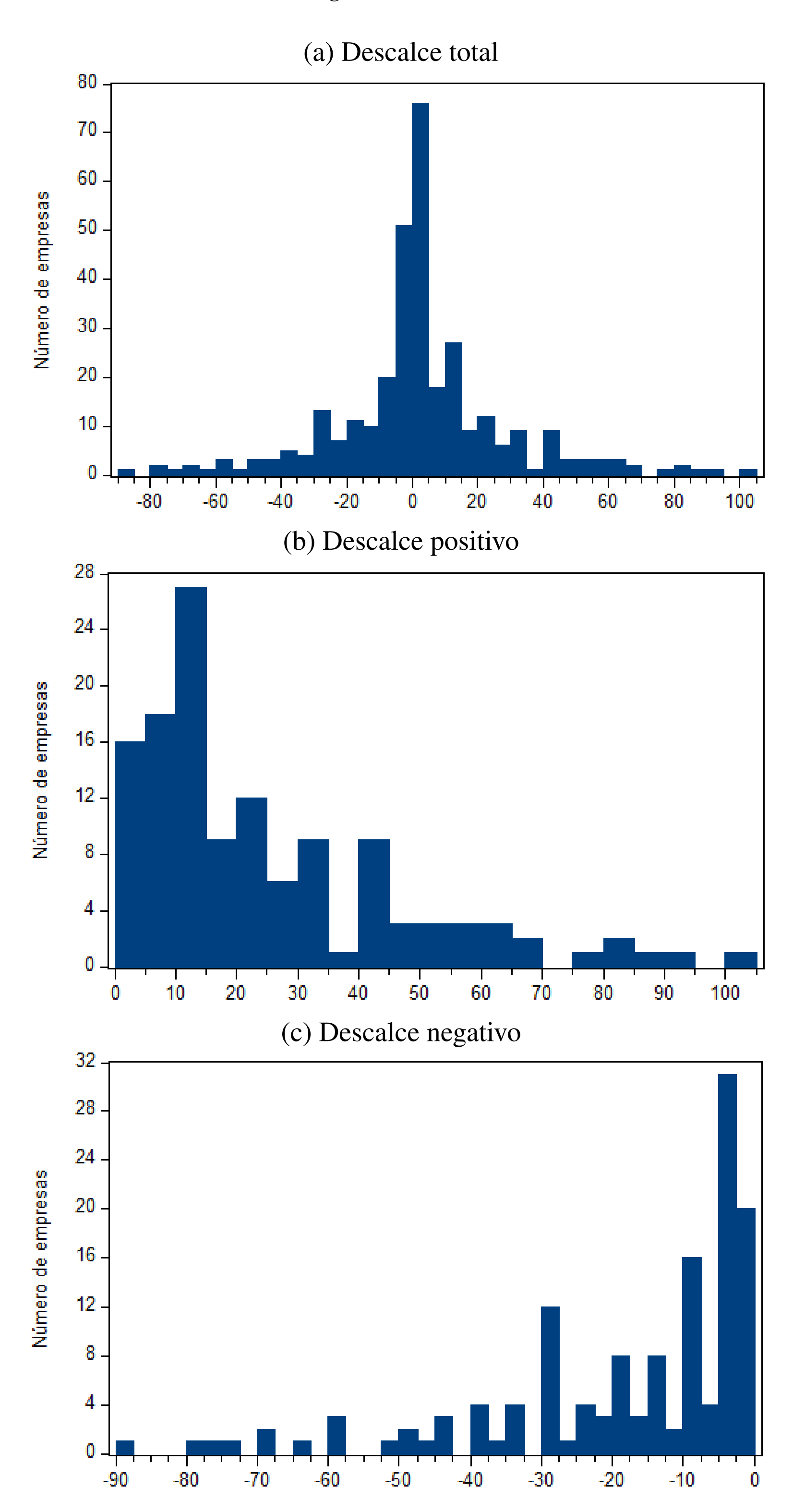

**NOTA:** Dificultad es de 0 a 5, donde 5 representa mayor grado de dificultad.
**FUENTE:** EEM del Banco Central de Reserva del Perú.

**GRÁFICO 11.** *Distribución del grado de dificultad para cambiar la denominación monetaria de los costos*




**NOTA:** Ejes horizontales miden grado de dificultad definido entre 0 y 5, donde 5 representa mayor grado de dificultad.
**FUENTE:** EEM del Banco Central de Reserva del Perú.

**Gráfico 12.** *Histogramas de descalces cambiarios*




**Nota:** Los descalces se miden como porcentaje de los activos totales.
**Fuente:** EEM del Banco Central de Reserva del Perú.

**CUADRO 1.** *Porcentaje de empresas que utilizan productos derivados de cobertura*

| | |
|---|---|
| No usan | 75.7 |
| Forwards | 16.6 |
| Swaps | 5.8 |
| Opciones | 1.8 |

**FUENTE:** EEM del Banco Central de Reserva del Perú.

fluctuaciones del tipo de cambio. En la EMM, se solicitó a las empresas no financieras que reportaran qué tipo de instrumentos de cobertura utilizan, si es que lo hacen, para proteger sus operaciones. El Cuadro 1 muestra que la abrumadora mayoría no utiliza ningún instrumento de cobertura para hacer frente a riesgos asociados al manejo financiero. Cuando se excluye de la muestra a las empresas con descalce cambiario, pero que utilizan algún mecanismo de cobertura (opciones, swaps o forwards), el descalce promedio baja a 17.2 por ciento para las empresas con descalce cambiario positivo y a 22.2 por ciento para las empresas con descalce cambiario negativo.

Finalmente, siguiendo el análisis de Mwase y Kumah (2015), evaluamos los determinantes de los descalces cambiarios. Para ello, estimamos un modelo lineal de la forma:

$$CM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CM_{i,t-1} + \beta_2 EERST_i + \beta_3 EERLT_i + \beta_4 SIZE_i + \beta_5 EXP_i + u_i\,, \qquad (1)$$

donde $CM_{i,t}$ denota el descalce cambiario en la empresa $i$ en el periodo $t$ medido como porcentaje de los activo totales, $EERST_{i,}$ es la expectativa de tipo de cambio para el próximo año, $EERLT_i$ es la expectativa de tipo de cambio para los próximos dos años, $SIZE_i$ representa el tamaño de la empresa, medido como las ventas totales del año anterior, $EXP_i$ son las exportaciones como porcentaje de las ventas totales del año anterior, y $u_i$ es el error de regresión.

En el Cuadro 2 (p. 54) se encuentra evidencia de que el tamaño de la firma y el descalce cambiario del año anterior tienen efectos significativos sobre el nivel de descalces cambiarios observados, esto reflejaría la persistencia de los descalces cambiarios y la rigidez que los afecta. Las estimaciones también sugieren que las expectativas del tipo de cambio como *proxy* de los retornos esperados no resultan ser significativos, aunque muestran los signos esperados.

**CUADRO 2.** *Determinantes de los descalces cambiarios*

| Variable explicativa | Coeficientes estimados | | | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| Rezago del descalce cambiario | 0.46 | * | 0.50 | * | 0.50 | ** | 0.51 | ** |
| Tamaño de la empresa | 2.91 | * | 2.69 | ** | 2.57 | * | 2.84 | ** |
| Expectativa del tipo de cambio (próximo año) | −1.57 | | −1.42 | | −1.38 | | | |
| Expectativa del tipo de cambio (próximos 2 años) | −2.34 | | 5.16 | | | | | |
| Exportaciones (% de las ventas del año anterior) | 0.07 | | | | | | | |
| $R^2$ | 0.24 | | 0.26 | | 0.24 | | 0.24 | |

**NOTA:** La variable dependiente es el descalce cambiario. Todas las regresiones son con 143 observaciones. *[**] indica un coeficiente significativamente distinto de cero a un nivel del 5%[10%] de confianza.

## 3 Conclusiones

La información microeconómica recopilada muestra que las empresas no financieras siguen siendo vulnerables a las fluctuaciones cambiarias debido a descalces cambiarios a nivel de la estructura de sus costes y en el nivel de sus balances. La persistencia de la dolarización hace necesario que se mantengan los esfuerzos para desdolarizar la economía. Asimismo, las características de las transacciones de las empresas no financieras y la estructura de sus costos pueden imponer ciertos límites al proceso de desdolarización.

## Referencias

Armas, A. (2016), "Dolarización y desdolarización en el Perú", en Yamada, G. y Winkelried, D. (eds.), *Política y Estabilidad Monetaria en el Perú*, Lima: Fondo Editorial de la Universidad del Pacífico, capítulo 3, 61-94.

BCRP (20015-2016), "Encuesta mensual de expectativas macroeconómicas", Banco Central de Reserva del Perú, Notas de Estudios.

Catão, L. A. V. y M. Terrones (2016), "Financial de-dollarization: A global perspective and the Peruvian experience", en Yamada, G. y Winkelried, D. (eds.), *Política y Estabilidad Monetaria en el Perú*, Lima: Fondo Editorial de la Universidad del Pacífico, capítulo 5, 121-144.

García-Escribano, M. (2011), "Factores que impulsan la desdolarización en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 21, 23-40.

Mwase, N. y F. Kumah (2015), "Revisiting the concept of dollarization: The global financial crisis and dollarization in low-income countries", IMF Working Paper 15/12.

Rossini, R. , M. Vega, Quispe, Z. y F. Pérez (2016), "Expectativas de inflación y dolarización en el Perú", Banco Central de Reserva del Perú, *Estudios Económicos*, 31, 71-84.

Winkelried, D. y P. Castillo (2010), "Dollarization persistence and individual heterogeneity", *Journal of International Money and Finance*, 29(8), 1596-1618.

*Página en blanco*

*Revista Estudios Económicos* **33**, 57 - 94 (Agosto 2017)
Disponible en www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos.html



# Políticas monetaria y macroprudencial óptimas post Basilea III

CARLOS ROJAS QUIROZ*

*Este documento estudia la interacción entre las políticas monetaria y macroprudencial óptimas en una economía pequeña y abierta, calibrada para el caso de la economía chilena, frente a un choque de riesgo financiero. Se utiliza un modelo DSGE que introduce un regulador bancario para así evaluar el efecto en el bienestar de utilizar un requerimiento de capital cíclico como el propuesto en Basilea III, así como la relación entre este requerimiento y la tasa de interés de política monetaria en un contexto de estrés financiero. Los resultados de este ejercicio sugieren que la política monetaria no debe responder a fluctuaciones en el crédito bancario ante un choque de riesgo financiero, ya que esto incrementaría los costos de la estabilización macroeconómica. Con respecto a las ganancias de bienestar, la introducción del componente cíclico del requerimiento de capital propuesto en Basilea III genera ganancias significativas en comparación con el régimen de Basilea II.*

**Palabras Clave** : Choque de riesgo, política óptima, Basilea III.
**Clasificación JEL** : E44, E52, G32.

La crisis financiera internacional de 2008-2009 remeció no solo los cimientos de la economía mundial, sino que también desafió los conocimientos académicos y de política económica sobre la materia. En el ámbito académico, las críticas a la teoría macroeconómica se centraron en el poco énfasis puesto en la interrelación entre el sector financiero y el sector real de la economía. A partir de ello, se han ido publicando trabajos que, de forma cada vez más elaborada, proponen la implementación explícita de un sector financiero o bancario en el contexto de un modelo neokeynesiano que capture dicha interrelación. Con respecto a las políticas públicas, el objetivo ha sido reformar la regulación financiera, caracterizada hasta la crisis financiera, por un énfasis en el aspecto microprudencial. Así, se ha dado paso a un esquema que tome en cuenta no solo el desempeño individual de cada institución financiera, sino también los riesgos sistémicos. De este debate, surge el interés sobre las políticas macroprudenciales en el marco del nuevo esquema de Basilea III y su interacción con otras áreas de política económica, particularmente con la política monetaria.

* Pontificia Universidad Católica de Chile, Av. Libertador Bernardo O'Higgins 340, Santiago, Chile (email: carojas20@uc.cl).
Este trabajo fue desarrollado en el Seminario de Tesis de Macroeconomía del Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Deseo agradecer a los profesores Klaus Schmidt-Hebbel y Salvador Valdés Prieto por su valiosa asesoría durante el proceso de elaboración del presente documento. Las opiniones expresadas en el presente documento son exclusivas del autor y no necesariamente reflejan las del Banco Central de la Reserva del Perú. Todos los errores son responsabilidad del autor.

La política macroprudencial se define, según Brockmeijer y otros (2011), como el conjunto de herramientas que previenen la acumulación de riesgo sistémico y combaten el carácter procíclico de diversas variables financieras, de tal manera que se atenúe el efecto adverso de un choque sobre el comportamiento de la economía para preservar la estabilidad financiera. Asimismo, como señalan Galindo y otros (2014), la política macroprudencial se enfoca en la minimización de los costos de choques financieros bajo el supuesto que el riesgo agregado se origina en el comportamiento colectivo de las instituciones financieras. Véase, además, Bank of England (2009) y Galati y Moessner (2013).

Con respecto a la política microprudencial, la primera serie de recomendaciones, llamada Basilea I, surgió en 1988 y tuvo como énfasis la incorporación de medidas de riesgo de crédito. Posteriormente, en 1996, se incorporaron a las recomendaciones el riesgo de mercado por concepto de tasas de interés, precios de acciones y materias primas, y tipo de cambio. En 2004, se instauró Basilea II, trayendo consigo mejoras en la medición del riesgo de crédito y mayor flexibilidad para que los bancos elijan el modelo adecuado para el cálculo de sus requerimientos de capital, ya sea en la forma de modelos estandarizados o internos. Asimismo, en las recomendaciones de Basilea II se introdujo el riesgo de tipo operacional. Finalmente, en 2010 se presentaron las recomendaciones de Basilea III, las cuales enfatizan la mejora de la calidad y cantidad del capital bancario mediante la incorporación de requerimientos de capital por riesgo sistémico, mediciones de liquidez de corto y largo plazo, y consideraciones acerca de los gobiernos corporativos. Véase Rojas-Suarez (2015).

En diciembre de 2010, el Comité de Supervisión Bancaria de Basilea (CSBB) propuso una serie de medidas para incrementar la solidez del sistema financiero a través del documento *Basilea III: Marco regulador global para reforzar los bancos y sistemas bancarios*, con recomendaciones sobre el capital bancario, la gestión de la liquidez y la administración del riesgo sistémico. La particularidad de esta propuesta se basa en una regulación más estricta respecto de la calidad y la cantidad del capital bancario. Si se compara con Basilea II, donde el requerimiento mínimo de capital bancario es del 8% de los activos ponderados por riesgo, con Basilea III se propone, además de una mayor rigurosidad para medir el capital bancario, un *buffer* de conservación del 2.5% que permita a la autoridad reguladora intervenir un banco en problemas en forma temprana y un componente cíclico, entre 0 y 2.5%, que se activa en épocas "buenas" de la economía y se desactiva en épocas recesivas. La implementación de Basilea III implica un incremento del tope regulatorio del capital bancario del 8% actual hasta, al menos, 10.5%. Algunos países de la región han venido implementado este nuevo marco regulatorio (Brasil, Colombia, México y Perú son parte de este proceso). El Cuadro 1 (p. 59) muestra las políticas monetarias y macroprudenciales implementadas en economías de la región desde 2008.[1]

En el caso de Chile, existe un debate en ciernes sobre la implementación de las recomendaciones de Basilea III, pues ello exige modificaciones a la Ley General de Bancos. Actualmente el sistema bancario chileno permite un capital mínimo bancario del 8% de los activos ponderados por riesgo, más cargos de capital por concepto de riesgo de mercado y riesgo operacional, el cual es complementado con medidas, tales como, pruebas de tensión bancaria y la utilización de modelos de calificación interna de riesgo para el cómputo de pérdidas esperadas. Estas medidas se acercan a las propuestas en Basilea III y representan una regulación microprudencial estricta a pesar de que no cuentan con un componente regulatorio cíclico. Sin embargo, el sistema bancario chileno es uno de los más sólidos de la región. Así lo confirman las sucesivas evaluaciones realizadas por el Fondo Monetario Internacional (FMI) en el marco consultivo del Artículo IV. Inclusive con los efectos de la crisis financiera internacional alrededor de 2008-2009, la regulación del sistema bancario chileno fue elogiada por "*aumentar la vigilancia de la calidad de los activos, liquidez y gestión de riesgo de la banca, así como su labor para fortalecer el marco de resolución*

[1] Véase Banco Santander Chile (2014) para una explicación en profundidad sobre la intervención de la autoridad reguladora bajo un régimen de requerimientos de capital cíclico.

**CUADRO 1.** *Políticas implementadas en países de la región con régimen de metas de inflación*

| | Brasil | Chile | Colombia | Perú | México | Uruguay[a] |
|---|---|---|---|---|---|---|
| **Política monetaria** | | | | | | |
| Tasa de interés | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | |
| Política de encajes | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | | ✓ |
| **Política cambiaria** | | | | | | |
| Intervención cambiaria[b] | ✓ | | | ✓ | ✓ | ✓ |
| **Política macroprudencial** | | | | | | |
| Provisiones dinámicas | | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ |
| Req. de capital contracíclico | | | | ✓ | | |
| Límites al ratio PV o DI | ✓ | ✓ | ✓ | ✓ | | |
| **Coordinación multisectorial** | | | | | | |
| Comité de estabilidad financiera | ✓ | ✓ | | | ✓ | ✓ |

**FUENTES:** Castillo y Contreras (2010), Castillo y otros (2011), Jácome (2013) y Ruíz y otros (2014).
**NOTAS:** [a]Uruguay tiene como instrumento monetario al agregado M1. [b] Principalmente en economías con alta dolarización. Su ejecución se basó en la venta directa de moneda extranjera o la emisión de títulos indexados, con la finalidad de evitar depreciaciones abruptas de la moneda doméstica. Esta respuesta fue posible gracias a una elevada disponibilidad de liquidez internacional, que permitió a los bancos centrales enfrentar tanto salidas de capitales, y el recorte de financiamiento a bancos locales, como presiones depreciatorias abruptas (Castillo y Contreras, 2010). [c] PV = Préstamo-Valor; DI = Deuda-Ingreso.

*de situaciones de stress en la banca*" y por "*la solidez del marco prudencial y de supervisión y por el avance de las reformas encaminadas a profundizar los mercados nacionales de capital*".[2]

Es en este contexto que se hace necesario evaluar cuales serían los efectos macroeconómicos de la implementación del régimen regulatorio de Basilea III y su interacción con otras políticas, principalmente la monetaria. En relación al uso del instrumental monetario para luchar contra la inestabilidad financiera, el debate se ha centrado en lo que se denomina una conducta de "ir contra el viento" (*leaning against the wind*). Es decir, la tasa de interés no solo respondería a variaciones de la inflación respecto de su meta del crecimiento del PBI, sino también a variaciones del crédito bancario. En este debate, el Banco de Pagos Internacionales (BIS) se muestra a favor del uso de la tasa de interés para combatir la inestabilidad financiera (Bank for International Settlements, 2014), en tanto que responsables de política como Bernanke (2015) y Svensson (2015) se muestran en contra del uso de instrumentos de política monetaria para lidiar con cuestiones financieras.[3]

Para cumplir con el objetivo señalado, proponemos un análisis basado en un modelo de equilibrio general dinámico estocástico, el cual cuenta con los componentes necesarios para evaluar la relación entre el sistema financiero y la economía real. Específicamente, se evalúa si es conveniente una respuesta sistémica a las condiciones financieras por parte de la autoridad monetaria si la economía ya cuenta con un requerimiento de capital cíclico y se enfrenta a un choque financiero. Para ello, utilizamos el modelo expuesto en García-Cicco y otros (2014) con algunas modificaciones al sector bancario de la economía. Este modelo tiene la ventaja de introducir en un esquema neokeynesiano estándar para economías

[2] Véase Fondo Monetario Internacional (2008, 2009). Asimismo, Rojas-Suarez (2015) realiza un ejercicio de simulación donde se muestra que el sistema bancario chileno en su conjunto no tendría problemas en cumplir con el tope fijo del ratio Patrimonio/Activos ponderadores por riesgo propuesto en Basilea III (10.5%). Sin embargo, el autor señala que se debe tomar en cuenta el cronograma de implementación y la heterogeneidad entre bancos.

[3] Bernanke (2015) menciona que: "*como a los académicos (y ex académicos) nos gusta decir, se necesita más investigación sobre este tema. Pero los primeros resultados no favorecen la idea de que los bancos centrales deberían cambiar significativamente el uso de la tasa de interés para mitigar los riesgos de la (in)estabilidad financiera*". Traducción propia.

**GRÁFICO 1.** *Indicadores macrofinancieros para Chile, 2003 a 2015*

(a) Diferenciales de tasas de interés

(b) Volatilidad de retornos bursátiles

(c) Crecimiento anual del crédito real

(d) Crecimiento anual del PIB real

**FUENTE:** Banco Central de Chile

pequeñas y abiertas dos clases de fricciones financieras: el mecanismo del acelerador financiero como en Bernanke y otros (1999) y el problema de riesgo moral entre depositantes y banqueros, desarrollado por Gertler y Karadi (2011).

Modificamos el modelo de García-Cicco y otros (2014) de dos formas significativas: (i) la restricción a la expansión de los activos bancarios no es explicada por la desconfianza de los depositantes ante el posible desvío de fondos, sino por la presencia de un regulador bancario con características macroprudenciales, que tiene como fin proteger a los depositantes mediante la preservación de la estabilidad financiera. Para lograr este fin, la política bancaria establece requerimientos mínimos de capital al estilo de Basilea III; (ii) los parámetros de la regla monetaria y macroprudencial son obtenidos mediante una búsqueda multidimensional que optimiza un indicador de bienestar, como en Schmitt-Grohé y Uribe (2007). De esta forma, se evalúan diversos regímenes monetario-macroprudenciales óptimos en escenarios de estrés financiero desde el punto de vista de un hogar representativo, que puede ser diferente de la perspectiva de la autoridad de una institución burocrática. Además, la perturbación financiera considerada es un choque de riesgo al estilo de Christiano y otros (2014), que se interpreta como un incremento repentino en la probabilidad de *default* de los empresarios. De esta manera, tratamos de capturar la dinámica de las principales variables macroeconómicas de la economía chilena durante la crisis financiera de 2008-2009. A saber, como se muestra en el Gráfico 1, incrementos en el costo de financiamiento bancario y en la prima de riesgo soberana, junto con caídas en el crédito bancario y el PBI.

A nuestro entender, no existen estudios para economías pequeñas y abiertas que introduzcan los dos elementos anteriormente mencionados para analizar la interacción monetario-macroprudencial. Por lo general, los estudios sobre choques financieros en economías emergentes utilizan solo la fricción

propuesta por Bernanke y otros (1999). También implementan herramientas macroprudenciales de forma estilizada, lo que no permite diferenciar qué instrumento es el que opera (requerimientos de capital u otros instrumentos, como el ratio préstamo-valor, por ejemplo). Además, los análisis de políticas óptimas minimizan, por lo general, una función de pérdida *ad hoc*, sin considerar indicadores de bienestar del consumidor. Asimismo, poco se conoce sobre el mecanismo de transmisión de un choque de riesgo financiero como el aquí implementado para economías pequeñas y abiertas.

El resto del documento se organiza en las siguientes secciones. En la sección 1 se describe el modelo utilizado para el análisis propuesto. En la subsección 1 se describe la forma como se introduce la política macroprudencial en el modelo y explica los regímenes simulados. La sección 2 muestra los resultados del trabajo, tanto en la búsqueda de parámetros óptimos como el *ranking* de bienestar, el mecanismo de transmisión del choque de riesgo financiero y, finalmente, un análisis de sensibilidad. La sección 3 concluye.

# 1 El modelo

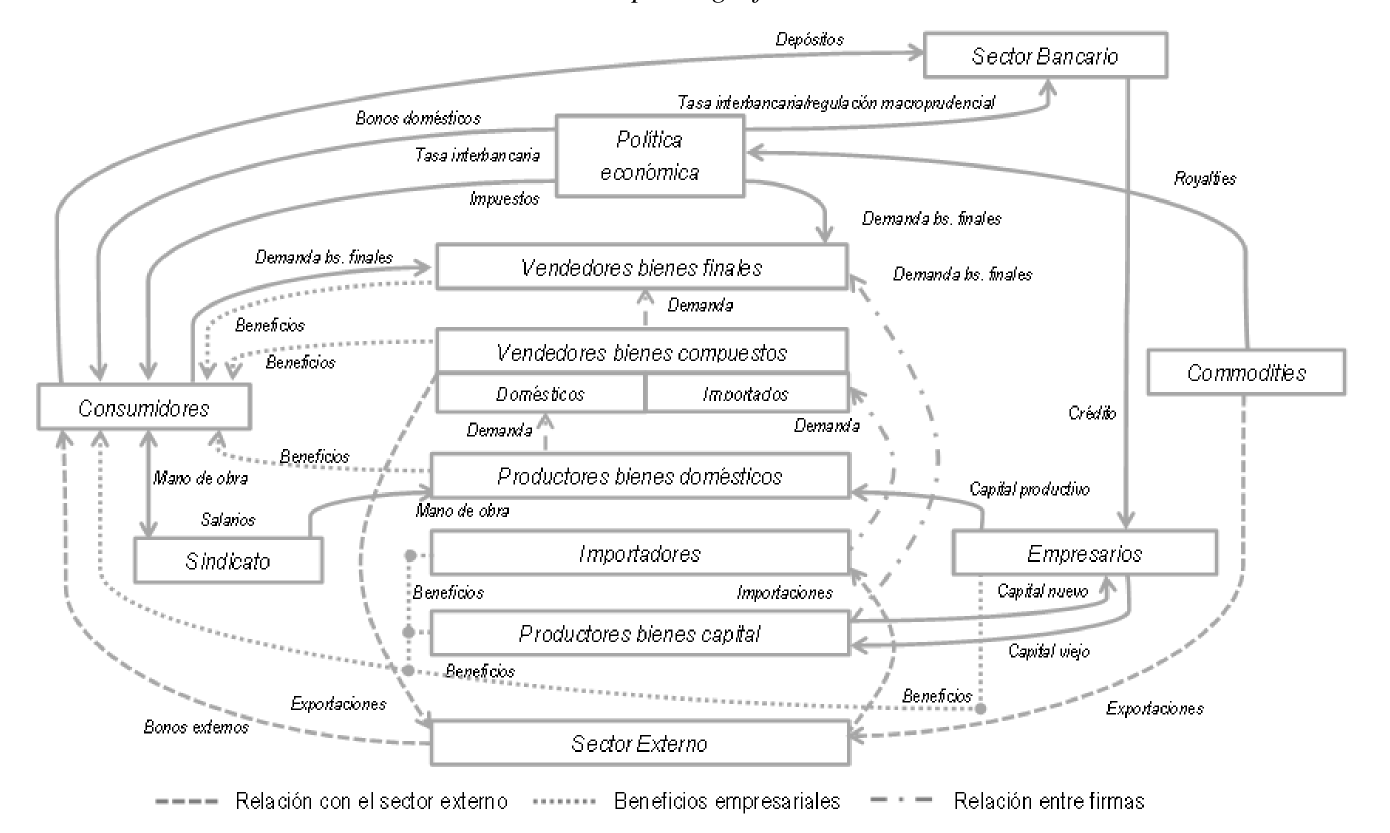
El modelo aquí propuesto se basa en el artículo de García-Cicco y otros (2014) el cual incorpora dos tipos de fricciones financieras en una economía pequeña y abierta. La primera fricción captura la diferencia entre la tasa de interés de los depósitos ($r_t^D = r_t$) y la tasa de interés de los préstamos ($r_t^{cb}$) la cual se explica por el problema de riesgo moral que surge entre depositantes y bancos como ha sido modelado en Gertler y Karadi (2011). La segunda fricción surge del problema de *costly state verification* como ha sido presentado en el modelo de Bernanke y otros (1999) la cual origina un diferencial entre la tasa de interés de los préstamos ($r_t^{cb}$) y el retorno del capital ($r_t^K$). Además, el modelo incluye fricciones en el sector real mediante la introducción de hábitos externos en el consumo y costos de ajuste a la inversión, así como fricciones nominales mediante rigideces de precios y salarios como ha sido introducido por Calvo (1983).

Sin embargo, a diferencia del modelo de García-Cicco y otros (2014), asumimos que los depositantes enfrentan costos de información y coordinación muy altos, por lo que no pueden castigar a los banqueros si estos deciden desviar fondos en exceso hacia sus hogares en forma de dividendos Esto da como resultado que la restricción de participación de los depositantes no se cumpla. La solución propuesta es la introducción de un regulador bancario que implementa un requerimiento mínimo de capital a cumplirse de forma activa en cada período. De este modo, se modifica la forma como se determina el crédito bancario (ver sección 1 del modelo) sin afectar la modelación del *spread* entre la tasa de préstamos y depósitos. Esta modificación se realiza con el fin de darle sentido a la implementación de la política macroprudencial.

El modelo de García-Cicco y otros (2014) cuenta con dos ventajas: (i) el modelo ha sido estimado para la economía chilena lo cual da un sustento empírico significativo a los ejercicios de simulación; (ii) este modelo es el primero que integra en el mismo marco conceptual el mecanismo de transmisión del acelerador financiero propuesto por Bernanke y otros (1999) con un modelamiento explícito del sector bancario para una economía pequeña y abierta. Estas características del modelo nos permiten evaluar el efecto de un choque de riesgo financiero en la dinámica del sector bancario y la economía real.[4]

[4] Otros estudios que han integrado fricciones financieras *à la* Bernanke y otros (1999) con un sector bancario explícito son los de Suh (2012), Rannenberg (2012), De Resende y otros (2013) y Benes y Kumhof (2015). Sin embargo, estos trabajos se concentran en economías cerradas.

**GRÁFICO 2.** *Descripción gráfica del modelo DSGE*




Una descripción gráfica de los agentes que se describen en el modelo y las interrelaciones entre ellos se puede encontrar en el Gráfico 2. En síntesis, el modelo está compuesto de los siguientes agentes:

1. Los hogares maximizan su utilidad sujeta a una restricción presupuestaria intertemporal y son dueños de las firmas existentes en la economía y de los bancos.

2. Las firmas, las cuales representan el lado de la oferta de la economía. Estas pueden operar en un contexto de competencia perfecta o en competencia monopolística, como es el caso de las firmas que producen bienes intermedios e importados. El modelo considera varios tipos de firmas:
   - Firmas productoras de bienes finales que usan como insumos bienes compuestos domésticos e importados, compactándolos en un bien final que es vendido a los consumidores, a los productores de bienes de capital (inversión) y al gobierno (gasto público);
   - Firmas productoras de bienes domésticos que “empaquetan” bienes intermedios y los venden a las firmas de bienes finales;
   - Firmas productoras de bienes importados que “empaquetan” bienes importados y los venden a las firmas de bienes finales;
   - Firmas productoras de bienes de capital que son financiadas por los empresarios a quienes les venden capital “nuevo”;
   - Firmas exportadoras que venden *commodities* cuya producción total es vendida al sector externo.
   - Firmas productoras de bienes intermedios que utilizan trabajo y capital para producir bienes cuyos precios tienen un *mark-up*; y
   - Firmas importadoras que compran bienes al sector externo y los venden en el mercado doméstico.

3. Los empresarios financian la producción de bienes de capital para luego alquilar el "capital productivo" a los productores de bienes intermedios.
4. Los bancos o intermediarios financieros reciben depósitos de los hogares y otorgan créditos a los empresarios.
5. El gobierno realiza la política económica mediante la política fiscal (completamente exógena en nuestro modelo), la política monetaria, que opera mediante una regla de Taylor, y la política macroprudencial, que actúa como regulador bancario. Finalmente;
6. El sector externo o economía externa que es adonde se exportan los bienes domésticos y las materias primas y de donde provienen los bienes importados. Cabe resaltar que, en el modelo, los bienes domésticos son transables en su totalidad.

Tanto la calibración de estado estacionario derivada del modelo, como las simulaciones de las funciones impulso respuesta y el cálculo de los indicadores de bienestar se realizan en DYNARE. Finalmente, el modelo se resuelve mediante una expansión de Taylor de segundo orden. A continuación, se describe el modelo, presentando cada uno de los agentes y sus principales características.[5]

### *Hogares*

***Preferencias***. Existe un número infinito de hogares con masa normalizada a 1. Cada uno de ellos vive infinitamente, maximizando su utilidad por su consumo de bienes finales ($C_t$) y minimizando su desutilidad por las horas trabajadas ($h_t$) de acuerdo con una función de utilidad que tiene la siguiente especificación funcional:

$$U_t = E_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \left( \log\left(C_{t+k} - \varsigma C_{t+k-1}\right) - \kappa \frac{{h_{t+k}}^{1+\eta}}{1+\eta} \right), \qquad (1)$$

donde $\beta \in (0, 1)$ es el factor de descuento del hogar, $\varsigma \in [0, 1]$ captura los hábitos respecto al consumo del período anterior, $\kappa$ es un factor de escala de la desutilidad del trabajo y $\eta$ es el inverso de la elasticidad de Frisch de la oferta de trabajo. $E_t$ es la expectativa condicional al conjunto de información en el tiempo $t$. Los hogares maximizan su utilidad enfrentando ciertas restricciones.

El hogar obtiene mayor utilidad cuando su nivel de consumo se incrementa por encima de sus hábitos y cuando trabaja menos (mayor ocio). Los bienes finales para el consumo se demandan de los productores de bienes finales, quienes ofertan un compuesto de bienes domésticos e importados (véase sección 1). Como en Benes y Kumhof (2015), cada hogar tiene tres tipos de miembros: los trabajadores, los empresarios y los banqueros. Los primeros ofertan trabajo a través de un sindicato y obtienen un salario a partir de ello, que es transferido al hogar. Los empresarios, por su parte, administran fondos de inversión que financian la producción de bienes de capital mediante su propio patrimonio, cuyo capital inicial es otorgado por los hogares, o crédito bancario. Una vez que dejan de ser empresarios y se convierten en trabajadores estos miembros transfieren al hogar su patrimonio acumulado hasta ese momento. En tanto, cada banquero administra a un intermediario financiero y también transfiere cualquier ganancia acumulada a su respectivo hogar una vez que deja de serlo. Luego, el hogar es dueño del intermediario financiero que su miembro administra, a la vez que mantiene depósitos bancarios en otros intermediarios (hogares) de la economía. En cada período existe una fracción $1 - f$ de miembros del hogar que son trabajadores,

[5] Los lectores interesados pueden dirigirse a la página web del autor `www.carlos-rojas-quiroz.weebly.com` para revisar las condiciones de equilibrio y el estado estacionario del modelo.

una fracción $f(1-b)$ que son empresarios y una fracción $fb$ de banqueros. Luego, estos pueden intercambiar ocupaciones. Así, un empresario (banquero) sigue siéndolo el siguiente período con una probabilidad exógena e independiente de la historia de $\nu$ $(\theta)$, tal que el tiempo promedio de sobrevivencia del empresario (banquero) está dado por $1/(1-\nu)$ $(1/(1-\theta))$. Permitir que los empresarios (banqueros) tengan un tiempo de vida finito permite asegurar que no llegarán al punto en el que pueden financiar cualquier inversión con su propio capital. Luego, en cada período hay un porcentaje $(1-\nu)f(1-b)$ de empresarios y una proporción $(1-\theta)fb$ de banqueros que dejan de serlo y se convierten en trabajadores; a su vez un número similar de trabajadores se convierten en empresarios y banqueros, respectivamente. Luego, la proporción de los miembros en cada hogar es fija en el tiempo. Los empresarios y banqueros que salen de la economía transfieren todo el patrimonio acumulado hasta ese momento a su hogar, que a su vez provee de un capital inicial a los nuevos empresarios y banqueros. Este capital inicial es igual a un porcentaje fijo del respectivo patrimonio (empresarial o bancario) en la senda de crecimiento balanceado.

***Mercado laboral***. Los trabajadores de cada hogar se unen en un sindicato, cuya función es ofertar mano de obra de forma monopolística a un conjunto de mercados indexados por $j \in [0,1]$. Los trabajadores son indiferentes a trabajar en cualquiera de esos mercados. La demanda laboral que enfrenta el sindicato en cada mercado está dada por

$$h_t(j) = \left(\frac{W_t(j)}{W_t}\right)^{-\epsilon_W} h_t^d, \tag{2}$$

donde $W_t(j)$ es el salario nominal cobrado por el sindicato en el mercado $j$ y $W_t$ es un índice salarial agregado que satisface $W_t^{1-\epsilon_W} = \int_0^1 W_t(j)^{1-\epsilon_W} dj$. En tanto, $h_t^d$ es la demanda laboral agregada por parte de las firmas productoras de bienes intermedios. La cantidad total de trabajo asignado a diferentes mercados debe satisfacer la restricción de recursos, tal que $h_t = \int_0^1 h_t(j)dj$. El sindicato toma como dados $W_t$ y $h_t^d$, y una vez que establece los salarios por mercado, satisface la demanda laboral. Los salarios son establecidos mediante un contrato *à la* Calvo, por lo que en cada período el sindicato puede establecer el salario óptimo en una fracción $1-\phi_W$ de mercados laborales elegidos aleatoriamente, en tanto que para los otros mercados el salario es indexado a un indicador que es el producto ponderado de la inflación pasada y de estado estacionario (con ponderaciones respectivas de $\lambda_W$ y $1-\lambda_W$).

***Restricción presupuestaria***. El hogar representativo tiene acceso a tres instrumentos de ahorro: $B_t$ que representan los bonos emitidos por el gobierno valuados en moneda doméstica y $B_t^*$ que son bonos transados con agentes externos y valuados en moneda extranjera. Además, el hogar mantiene depósitos bancarios $D_t$. Tanto $B_t$, $B_t^*$ como $D_t$ son activos no contingentes al estado de la economía. Bajo esta estructura, la restricción presupuestaria del hogar, en términos reales, es:

$$B_t + rer_t B_t^* + C_t + D_t = r_t B_{t-1} + r_t^* rer_t B_{t-1}^* + r_t^D D_{t-1} + \int_0^1 W_t^r(j) h_t(j) dj + \Gamma_t - T_t, \tag{3}$$

donde el lado izquierdo de la igualdad es el gasto del consumidor: el valor del consumo de bienes finales por período $(C_t)$, más la inversión en activos financieros $(B_t, B_t^*, D_t)$. $rer_t$ es el tipo de cambio real, precio de los bienes de consumo externos en términos de los domésticos. Si el símbolo que representa a la tasa de interés está en minúsculas, implica una tasa real; si está en mayúsculas, una nominal. Así, el lado derecho de (3) explica los ingresos del consumidor, obtenidos a partir del retorno de su inversión financiera del período anterior, tanto de bonos domésticos, cuyo rendimiento es la tasa de interés doméstica *ex post* $r_t = R_{t-1}/\pi_t$, como de bonos externos que rinden a la tasa internacional *ex post* $r_t^* = R_{t-1}^* \psi_{t-1}^E / \pi_t^*$, siendo $\psi_t^E$ es una prima de riesgo soberano; y depósitos bancarios, valuados a una tasa de interés *ex post* $r_t^D = r_t$.

Se asume que, en equilibrio, los depósitos bancarios y los bonos emitidos por el gobierno son instrumentos libres de riesgo y sustitutos perfectos, siendo valuados a la misma tasa de interés. Además, gracias a los trabajadores, los hogares también reciben ingresos laborales del período corriente $\int_0^1 W_t^r(j)h_t(j)dj$, donde $W_t^r$ es el salario real. A su vez, al ser dueños de los bancos y de las firmas del sector no financiero de la economía, el hogar representativo también recibe los beneficios obtenidos de ellas (una vez que los empresarios y bancos dejan de serlo) que están representados por $\Gamma_t$. Estos beneficios son netos de las transferencias que los hogares hacen a sus miembros, que se convierten en empresarios y bancos en el período $t$. Luego, el hogar paga una cantidad $T_t$ de impuestos de suma fija que son recolectados por el gobierno. Finalmente, se define la prima de riesgo soberano del siguiente modo:

$$\psi_t^E = \bar{\psi}^E \left( -\psi \frac{rer_t B_t^* / A_{t-1} - rer \times b^*}{rer \times b^*} + \frac{\zeta_t - \zeta}{\zeta} \right), \quad (4)$$

donde $\zeta_t$ es un choque exógeno de prima de riesgo.

## *Firmas*

***Firmas vendedoras de bienes finales***. Cada una de estas firmas demanda bienes compuestos domésticos e importados en cantidades $Y_t^{DA,H}$ y $Y_t^{DA,M}$, respectivamente, combinándolos mediante la siguiente tecnología:

$$Y_t^{DA} = \left[ (1-\gamma)^{\frac{1}{\varphi}} Y_t^{DA,H\,\frac{\varphi-1}{\varphi}} + \gamma^{\frac{1}{\varphi}} Y_t^{DA,M\,\frac{\varphi-1}{\varphi}} \right]^{\frac{\varphi}{\varphi-1}}, \quad (5)$$

donde $\varphi$ es la elasticidad de sustitución entre bienes domésticos e importados y $\gamma$ es un parámetro que mide el grado de apertura de la economía definido como el porcentaje de bienes importados en la canasta de bienes finales. La composición óptima de esta canasta de bienes implica la maximización de beneficios de la firma sujeta a la ecuación (5), tomando como dados los precios relativos de los bienes finales domésticos e importados $p_t^H$ y $p_t^M$. Finalmente, se resalta que estos bienes son vendidos en un contexto de competencia perfecta a los hogares quienes los consumen, a los productores de bienes de capital quienes los convierten en inversión y al gobierno que los utiliza como consumo o gasto público.

***Firmas vendedoras de bienes compuestos domésticos***. Estas firmas funcionan como "empaquetadoras" de las $j$ variedades que demandan de los productores de bienes intermedios a una cantidad $Y_t^{DA,H}(j)$, ofertando sus productos a las firmas de bienes finales bajo competencia perfecta. La tecnología mediante la cual combinan las distintas variedades es:

$$Y_t^H = \left[ \int_0^1 Y_t^{DA,H}(j)^{\frac{\epsilon_H - 1}{\epsilon_H}} dj \right]^{\frac{\epsilon_H}{\epsilon_H - 1}}, \quad (6)$$

siendo $\epsilon_H$ la elasticidad de sustitución del agregado doméstico. El precio de cada uno de los bienes compuestos en términos del bien doméstico compuesto es $p_t^H(j)$. Luego, la demanda óptima de esta firma se deriva del problema de maximización de beneficios de donde se deriva la siguiente curva de demanda para la variedad $j$-ésima:

$$Y_t^{DA,H}(j) = \left( p_t^H(j) \right)^{-\epsilon_H} Y_t^H. \quad (7)$$

***Firmas vendedoras de bienes compuestos importados***. Como en el caso anterior, estas firmas "empaquetan" las $j$ variedades que demandan de las firmas importadoras y las venden a las firmas de

bienes finales en competencia perfecta. La tecnología de empaquetamiento es similar:

$$Y_t^M = \left[ \int_0^1 Y_t^{DA,M}(j)^{\frac{\epsilon_M - 1}{\epsilon_M}} dj \right]^{\frac{\epsilon_M}{\epsilon_M - 1}} , \tag{8}$$

siendo $\epsilon_M$ la elasticidad de sustitución del agregado importado. El precio relativo de cada variedad está dado por $p_t^M(j)$, por lo que la demanda por la $j$-ésima variedad es la siguiente:

$$Y_t^{DA,M}(j) = \left(p_t^M(j)\right)^{-\epsilon_M} Y_t^M . \tag{9}$$

***Firmas productoras de bienes intermedios.*** Cada una de estas empresas produce una variedad $j$-ésima de bienes utilizando una tecnología Cobb-Douglas con retornos constantes a escala. Estas firmas alquilan capital productivo a los empresarios y demandan trabajo a los sindicatos. Además, operan en un mercado de competencia monopolística. La función de producción de estas firmas es:

$$Y_t(j)^H = z_t K_{t-1}(j)^{\alpha} (A_t h_t(j))^{1-\alpha} , \tag{10}$$

donde $\alpha$ es la participación del capital productivo en el proceso de producción del bien. Asimismo, $z_t$ representa un choque exógeno de productividad de naturaleza estacionaria y $A_t$ (donde $a_t \equiv A_t/A_{t-1}$) es una perturbación tecnológica no estacionaria, siendo ambos choques comunes a todas las variedades de bienes. El problema de estas firmas es bi-etápico. Inicialmente, eligen el nivel de capital productivo y mano de obra que minimiza sus costos sujetas a la restricción de tecnología dada por la ecuación (10). De esta forma, se llega a obtener la expresión para el costo marginal real en unidades del bien doméstico final:

$$mc_t^H(j) = \frac{1}{\alpha^{\alpha}(1-\alpha)^{(1-\alpha)}} \frac{r_t^{H^{\alpha}} (W_t)^{1-\alpha}}{p_t^H z_t (A_t)^{1-\alpha}} , \tag{11}$$

donde $r_t^H$ es el costo del capital productivo. La segunda etapa del problema de la firma $j$-ésima implica la elección del precio $P_t^H(j)$ que maximiza los beneficios, dado el valor nominal de los costos marginales obtenidos en la primera etapa. Así, las firmas establecen sus precios como en Calvo (1983), donde en cada período la firma puede reoptimizar sus precios con una probabilidad $1-\phi_H$, en tanto que si no puede hacerlo, ajusta sus precios de acuerdo a un promedio ponderado de la inflación pasada y la inflación en estado estacionario con ponderaciones $\lambda_H$ y $1-\lambda_H$, respectivamente.

***Firmas importadoras.*** Compran una cantidad $M$ de bienes homogéneos de la economía externa al precio $P_t^{M*}$ y los convierten en $j$ variedades, $Y_t^M(j)$, que son vendidas en la economía doméstica. La restricción de recursos es $M_t = \int_0^1 Y_t^M(j) dj$. Estas firmas tienen poder monopólico en la venta de la variedad $j$, aunque deben satisfacer la demanda generada en la ecuación (9). El costo marginal nominal en que incurren después de comprar un bien en la economía externa y convertirlo en un bien para la economía doméstica es:

$$P_t^M mc_t^M(j) = P_t^M mc_t^M = S_t P_t^{M*} . \tag{12}$$

Dado este costo marginal, la firma elige el precio, $P_t^M(j)$, que maximiza sus beneficios. Para ello, sigue un esquema *à la* Calvo (1983), donde en cada período existe una probabilidad $1-\phi_M$ de que estas firmas reoptimicen precios. En tanto, si no lo hacen, siguen una regla de indexación que consiste en una ponderación de la inflación pasada y la de estado estacionario con pesos $\lambda_M$ y $1-\lambda_M$, respectivamente. De esta manera se modela un traspaso imperfecto de los precios internacionales a los precios domésticos.

***Firmas productoras de bienes de capital***. Actúan en competencia perfecta comprando bienes finales en forma de inversión ($INV_t$) y combinándolos con el capital depreciado de los empresarios para generar un nuevo stock de capital mediante el uso de la siguiente tecnología:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + \left(1 - \Phi\left(\frac{INV_t}{INV_{t-1}}\right)\right) INV_{t-1}, \tag{13}$$

siendo $\delta \in [0, 1]$ la tasa de depreciación y $\Phi(\cdot)$ una función que describe los costos convexos de ajuste de la inversión, definida de la siguiente manera:

$$\Phi\left(\frac{INV_t}{INV_{t-1}}\right) = \frac{\varpi}{2}\left(\frac{INV_t}{INV_{t-1}} - \bar{a}\right)^2 . \tag{14}$$

***Firma productora de commodities***. Cada una de estas firmas produce *commodities* en una cantidad $Y_t^{co}$ en cada período. La producción de estos bienes sigue un proceso exógeno y cointegra con $A_t$. Toda la producción es vendida al exterior a un precio internacional, $P_t^{co*}$. En términos reales, se expresa como $p_t^{co*}$ y evoluciona de acuerdo a un proceso exógeno. Así, el ingreso -en moneda nacional- generado en el sector primario exportador es igual a $p_t^{co}Y_t^{co}$, donde $p_t^{co}$ es el precio real del bien internacional en moneda doméstica. Finalmente, cada firma tributa al gobierno una cantidad $\xi \in [0, 1]$ de sus ingresos y el ingreso que no se tributa se transfiere al sector externo.

### *Empresarios*

Se modelan siguiendo a Bernanke y otros (1999). Los empresarios manejan un fondo de inversión que se dedica a comprar bienes de capital y convertirlos en capital productivo para luego alquilárselo a las empresas productoras de bienes intermedios. Los empresarios financian estas operaciones utilizando su propio patrimonio ($NE_t$) y crédito bancario ($CB_t$), siendo su hoja de balance:

$$q_t K_t = CB_t + NE_t, \tag{15}$$

donde $q_t$ es el precio del capital, "q" de Tobin. En el período $t$, los empresarios compran una unidad de $K_t$ y logran transformarlo en $\omega_{t+1}^e K_t$ unidades de capital productivo en el período $t+1$, donde $\omega_t^e$ es una variable aleatoria con distribución acumulada $F(\omega_t^e, \sigma_{\omega,t})$ y distribución de probabilidad $f(\omega_t^e, \sigma_{\omega,t})$, tal que $E(\omega_t^e) = 1$. Se puede interpretar $\omega_t^e$ como un choque idiosincrásico a los empresarios cuya varianza es heterocedástica. Esto implica que la volatilidad de la productividad empresarial depende del tiempo, como en Christiano y otros (2014). Además, con el fin de que no acumulen el patrimonio suficiente para autofinanciar su inversión, asumimos que los empresarios tienen vida finita y cuando salen del mercado transfieren su riqueza a los hogares.

La fricción financiera surge de un problema de verificación costosa de estado (*costly state verification*), por lo que se supone que $\omega_t^e$ solo es conocido por los empresarios de forma *ex post*, es decir, después que el préstamo ha sido asignado; por lo que, si el banco desea observar $\omega_t^e$, debe pagar un costo de monitoreo que es una fracción $\mu^e$ de los ingresos generados por el proyecto. Luego, existen dos posibilidades por parte de cada empresario: pagar el préstamo más los intereses generados y saldar la deuda, o declararse insolventes, por lo que el banco debe pagar el costo de monitoreo y asumir los activos empresariales restantes. Se establece un valor umbral $\bar{\omega}_{t+1}^e$, tal que si $\omega_{t+1}^e \geq \bar{\omega}_{t+1}^e$ el empresario cumple con el pago del crédito devolviendo al banco $\bar{\omega}_{t+1}^e r_{t+1}^K q_t K_t$, donde $r_{t+1}^K = (r_{t+1}^H + (1-\delta)q_{t+1})/q_t$ es la tasa de retorno del capital entre el período $t$ y $t+1$ y $r_t^H$ es la tasa de alquiler del capital. En caso contrario, el empresario cae en *default* y no recibe nada y el banco obtiene $(1-\mu^e)\omega_{t+1}^e r_{t+1}^K q_t K_t$.

Esto determina una regla de arbitraje en la que cuando $\omega^e_{t+1} = \bar{\omega}^e_{t+1}$ el retorno bancario por crédito devuelto iguala la ganancia bancaria por la operación:

$$r^{CBe}_t CB_t = \bar{\omega}^e_{t+1}[r^H_{t+1} + (1-\delta)q_{t+1}]K_t\,, \tag{16}$$

donde $r^{CBe}_t$ es el retorno obtenido por el banco por cada unidad de crédito que ha sido devuelto, es decir, solo de aquellos empresarios que no cayeron en *default*. Siguiendo a García-Cicco y otros (2014), existe una clara diferencia entre esta tasa y el retorno bancario por cada unidad de crédito ($r^{CB}_t$), que considera tanto empresarios que cumplen con el contrato como aquellos que no lo hacen, siendo $r^{CBe}_t$ no contingente al estado agregado de la economía, en tanto que $r^{CB}_t$ sí lo es, pues depende de las condiciones que determinan si los empresarios caen o no en *default*. En ese sentido, la restricción de participación del banco es:

$$r^{CB}_{t+1} CB_t \leq g(\bar{\omega}^e_{t+1};\sigma_{\omega,t+1}) r^K_{t+1} q_t K_t\,, \tag{17}$$

siendo $r^K_{t+1} q_t K_t$ el retorno de capital promedio entre empresarios obtenido en $t+1$. En tanto:

$$g(\bar{\omega}^e_{t+1};\sigma_{\omega,t+1}) \equiv \bar{\omega}^e_t[1 - F(\bar{\omega}^e_t;\sigma_{\omega,t})] + (1-\mu^e)\int_0^{\bar{\omega}^e_t} \omega^e f(\omega^e;\sigma_{\omega,t})d\omega^e\,. \tag{18}$$

Esta expresión mide el porcentaje en relación a los ingresos totales del empresario de las ganancias del banco, ponderado por la probabilidad de que no caiga en *default* más el valor de los activos, netos del costo de monitoreo que recupera en caso los empresarios no devuelvan el crédito. La restricción implica que el banco participará en la operación crediticia si los ingresos esperados en ella son al menos iguales al retorno bancario contingente. Por el lado de los empresarios, los ingresos esperados de comprar $K_t$ unidades de bienes de capital son:

$$E_t\left\{r^K_{t+1} q_t K_t h(\bar{\omega}^e_{t+1};\sigma_{\omega,t+1})\right\} \quad \text{donde} \quad h(\bar{\omega}^e;\sigma_\omega) \equiv \int_{\bar{\omega}^e}^{\infty} \omega f(\omega;\sigma_\omega)d\omega - \bar{\omega}^e[1-F(\bar{\omega}^e;\sigma_\omega)]\,. \tag{19}$$

Esta expresión mide el porcentaje esperado de ingresos que obtiene el empresario, dado su nivel de productividad $\omega^e_{t+1} \geq \bar{\omega}^e_{t+1}$ netos del repago esperado al banco. El contrato de deuda óptimo entre el banco y el empresario implica maximizar la ecuación (19) sujeto a la restricción proporcionada en la ecuación (17), dando como resultado la siguiente condición que se cumple para cualquier estado agregado en $t+1$:

$$E_t\left\{\frac{r^K_{t+1}}{r^{CB}_{t+1}}\right\} = E_t\left\{\frac{h'(\bar{\omega}^e_{t+1};\sigma_{\omega,t+1})}{h'(\bar{\omega}^e_{t+1};\sigma_{\omega,t+1})g(\bar{\omega}^e_{t+1};\sigma_{\omega,t+1}) - h(\bar{\omega}^e_{t+1};\sigma_{\omega,t+1})g'(\bar{\omega}^e_{t+1};\sigma_{\omega,t+1})}\right\}\,. \tag{20}$$

La expresión a la izquierda es el premio financiero externo y, como en Bernanke y otros (1999), también puede definirse como una función creciente del apalancamiento empresarial $\phi^e_t = q_t K_t / NE_t$. Finalmente, se describe la evolución del patrimonio empresarial. Se supone que una fracción $\nu$ de los empresarios sobrevive cada período y tiene un retorno promedio de $r^K_t q_{t-1} K_{t-1} h(\bar{\omega}^e_t;\sigma_{\omega,t})$, en tanto los empresarios que ingresan a la economía reciben una transferencia igual a un porcentaje del patrimonio empresarial en la trayectoria de crecimiento balanceado $\left(\frac{\iota^e}{1-\nu}\, ne \times A_{t-1}\right)$. Por tanto, el patrimonio empresarial agregado se define de la siguiente manera:

$$NE_t = \nu\left\{r^K_t q_{t-1} K_{t-1} h(\bar{\omega}^e_t;\sigma_{\omega,t})\right\} + \iota^e\, ne\, A_{t-1}\,. \tag{21}$$

### *Bancos*

Existe un conjunto de bancos en la economía cuyos dueños son los hogares. Estos se encargan de captar depósitos de otros hogares y ofrecer créditos a los empresarios. A diferencia de Bejarano y Charry (2014), en nuestro modelo los bancos no obtienen financiamiento externo; todos los depósitos se realizan en moneda nacional. La hoja de balance de cada banco es:

$$CB_t = D_t + NB_t\,, \tag{22}$$

donde $CB_t$ son créditos bancarios, $D_t$ son los depósitos y $NB_t$ es el patrimonio del banco, que evoluciona en el tiempo como la diferencia entre la ganancia sobre los activos (valuada con la tasa de interés contingente al estado, $r^{CB}_{t+1}$) menos el pago de intereses sobre los pasivos:

$$NB_{t+1} = r^{CB}_{t+1} CB_t - r_{t+1} D_t \equiv (r^{CB}_{t+1} - r_{t+1}) CB_t + r_{t+1} NB_t\,. \tag{23}$$

A diferencia de los hogares, los bancos tienen vida finita. Así, al inicio de cada período un porcentaje $\theta$ de ellos continúan operando, en tanto $1-\theta$ dejan el sector, transfiriendo su capital hacia los hogares que son dueños de dichos bancos. Esta combinación de supuestos significa que un banco nunca reparte dividendos, hasta la fecha en que es liquidado, en la cual reparte a los hogares que son accionistas todas las utilidades acumuladas más el capital inicial.

Es importante hacer notar al lector que, como en Benes y Kumhof (2015), el análisis bancario se enfoca en cuestiones de solvencia y no de administración de liquidez, por lo que no se modela ningún incentivo bancario para mantener reservas en el banco central, por ejemplo. Si bien los depósitos bancarios son sustitutos perfectos de los bonos gubernamentales, no es el objetivo del trabajo evaluar el efecto de la deuda pública sobre el sector bancario lo cual podría interpretarse como una política no convencional, por lo que se supone que todos los depósitos provienen de los hogares. Un requisito para que el banco opere es que el retorno por el crédito otorgado sea al menos igual al costo del depósito, así:

$$E_t \left\{ \beta^{s+1} \Xi_{t,t+1+s} (r^{CB}_{t+1+s} - r_{t+1+s}) \right\} \geq 0 \tag{24}$$

para $s \geq 0$, donde $\beta^{s+1}\Xi_{t,t+1}$ es el factor de descuento que el banco utiliza para valorar en $t$ las ganancias en $t+1$. En mercados financieros perfectos esta condición se mantiene con igualdad. Cuando hay imperfecciones en el mercado el premio puede ser positivo, debido a que el banco tiene restricciones en su capacidad para obtener fondos. Esto es un incentivo para que el banco siga acumulando activos a lo largo de su vida. El objetivo del banquero es maximizar su riqueza terminal esperada:

$$V^B_t = \max E_t \left\{ \sum_{s=0}^{\infty} (1-\theta)\theta^s \beta^{s+1} \Xi_{t,t+s+1} NB_{t+s+1} \right\}\,. \tag{25}$$

Mientras el premio descontado de la ecuación (24) sea positivo, el banquero tiene el incentivo de expandir sus activos indefinidamente, demandando fondos adicionales a los hogares mediante depósitos. Para limitar este comportamiento, Gertler y Karadi (2011) introducen un problema de riesgo moral entre el intermediario financiero y los depositantes que deriva en una restricción endógena al crédito bancario.

A diferencia de Gertler y Karadi (2011) y García-Cicco y otros (2014), relajamos ese supuesto, debido a que asigna una capacidad excesiva a los depositantes, al suponer que estos conocen el ratio de apalancamiento bancario y logran coordinar para depositar los montos correctos que obligan al banco a cumplir la restricción que impide que abuse. Para lidiar con ello, introducimos un supuesto adicional en la modelación bancaria. Ahora el costo de información y coordinación entre agentes es prohibitivo. En

ese sentido, el límite a la expansión de los activos bancarios no puede sostenerse en la conducta de los depositantes. Para evitar el aprovechamiento del banquero ante esta situación, se instaura un regulador bancario en el modelo, cuyo fin es velar por la estabilidad del sistema financiero en su conjunto a partir de la implementación de una política macroprudencial. El regulador, entonces, impone un requerimiento mínimo de capital a ser cumplido por todos los bancos:

$$rc_t = \frac{NB_t}{CB_t} . \tag{26}$$

La nueva regla establece que el ratio entre el patrimonio y los activos bancarios o la inversa del apalancamiento, $\phi_t$, debe ser igual a una variable $rc_t$ establecida por el regulador, asumiendo, además, que todos los bancos cumplen estrictamente con esta regulación en todos los períodos. Esta nueva ecuación es la que determina la dinámica del crédito bancario.

La política macroprudencial también establece de manera implícita la política de dividendos bancaria ($\mu_t$), haciéndola dependiente de las condiciones de la economía.[6] Así, el requerimiento mínimo de capital puede expresarse como $rc_t = (\mu_t - \varrho_t^{CB})/\varrho_t^{NB}$. Luego, despejando para $\mu_t$:

$$\mu_t = \frac{NB_t \varrho_t^{NB}}{CB_t} + \varrho_t^{CB} = \frac{V_t^b}{CB_t} \equiv \frac{V_t^b}{\phi_t NB_t} . \tag{27}$$

El ratio $V_t^b/CB_t$ es la división entre el valor presente esperado de la riqueza terminal y la cantidad de activos bancarios en el período $t$ y se puede interpretar como un indicador de la rentabilidad del sistema bancario, similar a la “q” de Tobin. Así, el regulador no solo impone un límite a la expansión de los activos (haciéndolo proporcional al patrimonio bancario en una fracción $1/rc_t$), sino que también impone un límite a la política de dividendos bancaria. Si la economía se encuentra en una fase de crecimiento, el ratio $V_t^b/CB_t$ es positivo y existe un espacio para aumentar los dividendos que el banco desvía hacia sus hogares sin alterar la confianza de los depositantes. En cambio, en épocas recesivas, en que la rentabilidad bancaria se reduce, se hace necesario reducir $\mu_t$ para mantener la estabilidad en la captación de depósitos y el otorgamiento de créditos.

En este sentido, el regulador impone un requerimiento de capital suficientemente alto como para dejar al banquero indiferente entre retirar dividendos a su hogar y seguir acumulando utilidades al interior de su banco. Se hace notar que, para facilitar la agregación entre agentes, el requerimiento mínimo de capital ($rc_t$) y el límite implícito en la política de dividendos ($\mu_t$) están en función de variables agregadas. Se puede interpretar que ello es así por el carácter macroprudencial de la política que, a diferencia de una regulación individual, analiza el sistema financiero en su conjunto.

Finalmente, el patrimonio bancario agregado es la suma ponderada del patrimonio de los intermediarios que se mantienen en el sector, $\bar{NB}_t \equiv (r_t^{CB} - r_t)CB_{t-1} + r_t NB_{t-1}$, y el patrimonio inicial con que inician los nuevos bancos que ingresan a la economía, que se supone es una fracción del patrimonio bancario en la senda de crecimiento balanceado $N_t^n \equiv (\iota\ nb\ A_{t-1})/(1-\theta)$, donde $\iota$ es el porcentaje de inyección de capital a los nuevos bancos. Así:

$$NB_t = \theta \bar{NB}_t + (1-\theta)N_t^n = \theta[(r_t^{CB} - r_t)CB_{t-1} + r_t NB_{t-1}] + \iota\ nb\ A_{t-1} . \tag{28}$$

[6] Una descripción breve del sector bancario *à la* Gertler y Karadi (2011), conteniendo la explicación e interpretación de las variables $\varrho_t^{CB}$, $\varrho_t^{NB}$ y $\mu$, se muestra en `www.carlos-rojas-quiroz.weebly.com`.

## *Política económica*

***Política macroprudencial***. El regulador bancario instaura un requerimiento mínimo de capital que se cumple de forma activa en todos los períodos. Existen dos posibles regímenes que la autoridad macroprudencial puede seguir. El primero se basa en el esquema regulatorio de Basilea II, tal que:

$$rc_t = \bar{rc} = 8\% \,. \tag{29}$$

En este caso, el requerimiento mínimo de capital es un tope fijo de 8% del patrimonio bancario respecto a los activos. El segundo régimen macroprudencial introduce las propuestas de Basilea III, así:

$$rc_t = \max\left\{8\%; \min\left(\bar{rc}\left(\frac{CB_t}{\bar{CB}}\right)^{\nu_f}; 13\%\right)\right\} \,. \tag{30}$$

En este caso, el valor de estado estacionario estocástico del requerimiento mínimo varía en el tiempo, con una media de $\bar{rc} = 10.5\%$. En este esquema, se reconoce que el requerimiento mínimo de capital tiene límites extremos de 8% y 13%; además, este componente sigue la dinámica del ciclo crediticio si $\nu_f > 0$. La calibración de $\nu_f$ es tal que evita que $rc_t$ salga del intervalo señalado. En tanto, si $\nu_f = 0$ el requerimiento de capital bancario es fijo en 10.5%, lo que implica que, a diferencia del esquema de Basilea II, solo se ha añadido el denominado "colchón de conservación".

***Política monetaria***. La política monetaria actúa mediante la siguiente regla de Taylor:

$$\frac{R_t}{R} = \left(\frac{R_{t-1}}{R}\right)^{\rho_R}\left[\left(\frac{\pi_t}{\bar{\pi}}\right)^{\alpha_\pi}\left(\frac{Y_t/Y_{t-1}}{a_{t-1}}\right)^{\alpha_y}\left(\frac{CB_t}{\bar{CB}}\right)^{\alpha_f}\right]^{1-\rho_R} , \tag{31}$$

donde $R_t$ es la tasa de interés nominal que maneja la autoridad monetaria, $\pi_t$ es la inflación del IPC, y $Y_t$ es el PBI. Además, $\bar{\pi}$ se define como la meta de inflación del banco central y $\bar{CB}$ es el valor del crédito bancario en estado estacionario. Luego, cuando $\alpha_f > 0$ la autoridad monetaria reacciona a las condiciones financieras de la economía mediante una conducta *leaning against the wind*.

***Política fiscal***. La restricción presupuestaria del gobierno es la siguiente:

$$G_t + r_t B_{t-1} = T_t + B_t + \xi p_t^{co} Y_t^{co} \,. \tag{32}$$

Es decir, el gobierno dirige la política fiscal gastando una cantidad exógena de bienes finales $G_t$, obteniendo ingresos *lump-sum* $T_t$ y tributos generados por el sector primario-exportador y emitiendo deuda a un período en moneda nacional. Se asume que el gasto público ($G_t$) sigue un proceso exógeno AR(1).

## *El resto del mundo*

Los agentes externos demandan bienes compuestos domésticos y *commodities*, sin la presencia de costos de transacción ni barreras comerciales. La economía doméstica es pequeña en relación CON la economía externa, por lo que el nivel de precios del productor doméstico es igual al índice de precios basado en el consumo externo ($P_t^{M*} \equiv P_t^*$). Siendo $P_t^{H*}$ el precio del bien doméstico compuesto expresado en moneda extranjera, la ley de un solo precio se mantiene de forma separada para los bienes domésticos compuestos y los *commodities*, tal que $P_t^H = S_t P_t^{H*}$ y $P_t^{co} = S_t P_t^{co*}$. Teniendo en cuenta la ecuación (12), el tipo de cambio real puede expresarse del siguiente modo:

$$rer_t = \frac{S_t P_t^*}{P_t} = \frac{S_t P_t^M}{P_t} = \frac{P_t^M mc_t^M}{P_t} = p_t^M mc_t^M \,. \tag{33}$$

La ecuación (33) se puede reescribir de la siguiente forma: $rer_t/rer_{t-1} = \pi_t^S \pi_t^*/\pi_t$, donde $\pi_t^*$ es la inflación externa (que evoluciona exógenamente) y $\pi_t^S = S_t/S_{t-1}$ es la depreciación cambiaria. En tanto que el precio del *commodity* en términos domésticos es el siguiente:

$$p_t^{co} = \frac{P_t^{co}}{P_t} = \frac{S_t P_t^{co*}}{P_t} = \frac{S_t P_t^*}{P_t} p_t^{co*} = rer_t p_t^{co*} \,. \tag{34}$$

La demanda externa por bienes domésticos compuestos $(X_t)$ evoluciona de la siguiente manera:

$$X_t = \gamma^* \left( \frac{P_t^{H*}}{P_t^*} \right)^{-\varphi^*} Y_t^* \,. \tag{35}$$

donde $Y_t^*$ es la demanda agregada externa que evoluciona de forma exógena.

### *Equilibrio general*

Se define a la balanza comercial del siguiente modo:

$$TB_t = p_t^H X_t + rer_t p_t^{co*} Y_t^{co} - rer_t M_t \,. \tag{36}$$

Por otra parte, el PBI real sigue la siguiente identidad

$$Y_t \equiv C_t + INV_t + G_t + X_t + Y_t^{co} - M_t \,, \tag{37}$$

En tanto que se define el deflactor del PBI como un precio relativo, expresado en términos del bien de consumo final:

$$p_t^Y Y_t = C_t + INV_t + G_t + TB_t \,. \tag{38}$$

Se define el índice de precios del bien de consumo final (que es el mismo para la inversión y el gasto público) de forma análoga a la canasta de bienes finales. Así, sea $P_t$ el índice de precios, entonces:

$$P_t = \left[ (1-\gamma)^{\frac{1}{\varphi}} P_t^{H\frac{\varphi-1}{\varphi}} + \gamma^{\frac{1}{\varphi}} P_t^{M\frac{\varphi-1}{\varphi}} \right]^{\frac{\varphi}{\varphi-1}} \,, \tag{39}$$

donde $P_t^H$ y $P_t^M$ son los índices de precios de los bienes compuestos domésticos e importados.[7] Para finalizar, la posición de activos externos netos de la economía evoluciona de la siguiente manera:

$$rer_t B_t^* = rer_t r_t^* B_{t-1}^* + TB_t - (1-\xi) rer_t p_t^{co*} Y_t^{co} \,. \tag{40}$$

### *Procesos exógenos*

A diferencia de García-Cicco y otros (2014), se ha considerado el número mínimo de procesos exógenos que soporta el modelo, debido a que el objetivo del trabajo es realizar simulaciones ante un choque de riesgo financiero y no obtener estimaciones de parámetros relevantes.

[7] Por tanto, se define $p_t^H = P_t^H/P_t$, $p_t^M = P_t^M/P_t$ y $p_t^Y = P_t^Y/P_t$. Luego, la ecuación (38) puede escribirse así:

$$P_t^Y Y_t = P_t(C_t + INV_t + G_t) + P_t^H X_t + P_t^{co} Y_t^{co} - S_t P_t^* M_t$$

.

Así, las variables que evolucionan mediante procesos exógenos son: $\zeta_t$,$z_t$,$a_t$,$g_t$,$R^*_t$,$\pi^*_t$,$y^*_t$,$p^{co*}_t$, $y^{co}_t$ y $\sigma_{\omega,t}$. El proceso que sigue cada uno de ellos es el siguiente:

$$\log(x_t/\bar{x}) = \rho_x \log(x_{t-1}/\bar{x}) + \varepsilon^x_t \,, \tag{41}$$

donde $\rho_x \in [0,1)$ y $\bar{x} > 0$, siendo $x = \{\zeta, z, a, g, R^*, \pi^*, y^*, p^{co*}, y^{co}, \sigma_\omega\}$ y $\varepsilon^x_t$ son choques gaussianos de naturaleza *i.i.d.*.

## *Evaluación de bienestar de reglas de política*

La evaluación de las distintos arreglos monetarios-macroprudenciales se realiza mediante el cómputo de una medida de costo de bienestar condicional estableciendo un modelo base a partir del cual se hacen las comparaciones con regímenes alternativos. En este caso, el modelo base es aquel que cuenta con un requerimiento de capital fijo a un valor de 8% (como en Basilea II) y una regla monetaria simple que responde solo a las desviaciones de la inflación respecto a su meta y el crecimiento del PBI, es decir $\alpha_f = 0$. Siguiendo la metodología propuesta por Schmitt-Grohé y Uribe (2007), se define la función de bienestar condicional asociada al modelo base:

$$W^b_{0,t} = E_0 \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \left( \log\left( C^b_{t+k} - \varsigma C^b_{t+k-1} \right) - \kappa \frac{{h^b_{t+k}}^{1+\eta}}{1+\eta} \right) \right\} , \tag{42}$$

donde $C^b_t$ y $h^b_t$ son el consumo y las horas trabajadas del modelo base, respectivamente. De forma análoga, se define el bienestar condicional asociado a alguno de los regímenes alternos como $W^a_{0,t}$, donde $C^b_t$ y $h^b_t$ son reemplazados, respectivamente, por $C^a_t$ y $h^a_t$. Cuando el modelo se soluciona mediante una expansión de Taylor de segundo orden, el valor esperado de cualquier variable difiere de su estado estacionario por un término de corrección constante que se definirá como $\frac{1}{2}\Delta$, siguiendo a Faia y Monacelli (2007). Luego, la medida de bienestar condicional puede expresarse del siguiente modo:

$$W_{0,t} = \bar{W}_0 + \tfrac{1}{2}\Delta[W_0] \,. \tag{43}$$

Por otra parte, se define $\Psi$ como la fracción de consumo que un hogar en el régimen base está dispuesto a renunciar para estar tan bien en el régimen alterno como en el base, de tal forma que se tiene:

$$W^a_0 = E_0 \left\{ \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \left( \log\left( (1-\Psi) C^b_{t+k} - \varsigma C^b_{t+k-1} \right) - \kappa \frac{{h^b_{t+k}}^{1+\eta}}{1+\eta} \right) \right\} . \tag{44}$$

De acuerdo a la forma funcional de la utilidad, la solución a este problema lleva a la siguiente igualdad

$$\Psi = -\left( \frac{\Delta[W^a_0] - \Delta[W^b_0]}{\dfrac{\beta}{1-\beta} + \dfrac{1}{1-\varsigma}} \right) \times \frac{\sigma^2_\omega}{2} \times 100 \,. \tag{45}$$

Así, $\Psi$ es una medida de costo o pérdida de bienestar, por lo que un mayor valor de $\Psi$ implica una política menos deseable o más costosa y su valor negativo corresponde a una ganancia de bienestar. Al tomar una aproximación de segundo orden al modelo, se evitan *rankings* espurios de bienestar entre distintos arreglos monetarios-macroprudenciales, como se aconseja en Kim y Kim (2003).

### *Regímenes simulados*

Los parámetros utilizados en la calibración del modelo se muestran en el anexo A. En el Cuadro 2, se detallan los 6 regímenes que competirán en las simulaciones.

El modelo base corresponde a una regla monetaria tradicional con respuestas solo a la inflación y el crecimiento económico, y una regla macroprudencial fija con un tope máximo de 8% (régimen $I^0$). Luego se añade un componente de respuesta financiera en la regla monetaria (régimen $II^0$). Ambos regímenes están dentro del ámbito regulatorio de Basilea II. Posteriormente, se realizan dos simulaciones para la regla monetaria, esta vez elevando el tope del requerimiento de capital a 10.5%. Estos últimos escenarios (regímenes I y II) se interpretan como una implementación incompleta de Basilea III ya que no considera ningún componente cíclico en la respuesta de política macroprudencial; sin embargo, se instaura topes fijos más rigurosos. Finalmente, se realizan dos simulaciones adicionales donde se incorpora una regla macroprudencial que responde al ciclo crediticio como lo propuesta en Basilea III. Si la regla monetaria es la tradicional, entonces nos encontramos en el régimen III; si se añade una respuesta financiera, nos encontraremos en el régimen IV. El objetivo de estas simulaciones es evaluar si la política monetaria debe responder a un indicador financiero ante la presencia de una regla macroprudencial *à la* Basilea III. Es decir, se busca comprobar si el costo en el bienestar generado por el régimen IV es menor que la del régimen III.

**CUADRO 2.** *Plan de simulaciones*

| Regulación | Régimen | Política monetaria | Política macroprudencial $\nu_f$ | $\bar{rc}$ |
|---|---|---|---|---|
| Basilea II | $I^0$ | Tradicional ($\alpha_f = 0$) | Fija ($\nu_f = 0$) | 8% |
| | $II^0$ | Rpta. financiera ($\alpha_f > 0$) | Fija ($\nu_f = 0$) | 8% |
| Basilea III | I | Tradicional ($\alpha_f = 0$) | Fija ($\nu_f = 0$) | 10.5% |
| | II | Rpta. financiera ($\alpha_f > 0$) | Fija ($\nu_f = 0$) | 10.5% |
| | III | Tradicional ($\alpha_f = 0$) | Cíclica ($\nu_f > 0$) | 10.5% |
| | IV | Rpta. financiera ($\alpha_f > 0$) | Cíclica ($\nu_f > 0$) | 10.5% |

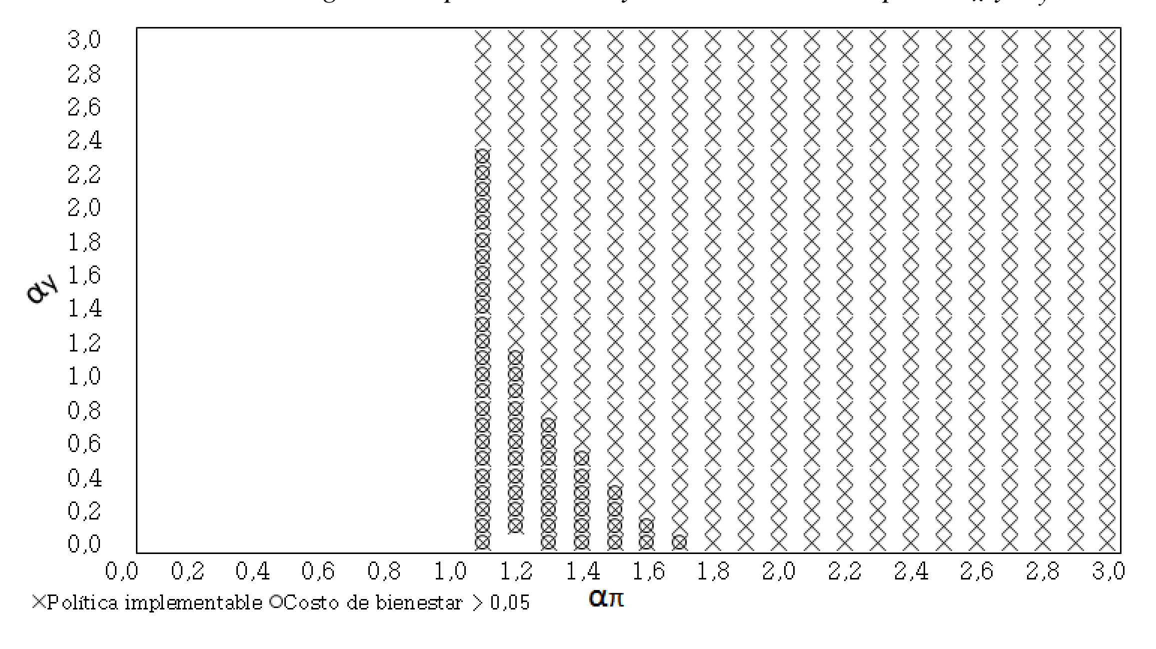
## 2 RESULTADOS

### *Búsqueda de parámetros óptimos*

Siguiendo el trabajo de Schmitt-Grohé y Uribe (2007) comparamos a continuación distintos regímenes calibrando los instrumentos de política económica con parámetros óptimos función de un criterio de bienestar. Para obtener estos valores óptimos, se hizo una búsqueda multidimensional para los parámetros $\alpha_\pi$, $\alpha_y$, $\alpha_f$ y $\nu_f$ que conjuntamente minimicen la medida de bienestar, $\Psi$, cuando el modelo es afectado por un choque de riesgo financiero. Con el fin de obtener reglas de política óptimas y viables, cada una de ellas debe cumplir con los siguientes criterios:

- Deben asegurar unicidad local en el equilibrio de expectativas racionales. Es decir, debe de existir un único valor que optimice el modelo en equilibrio bajo el supuesto que los agentes forman sus expectativas de manera racional en el espacio de parámetros plausible en la realidad.
- La regla de política monetaria debe inducir a una dinámica de equilibrio donde la tasa de interés nominal no sea negativa; para ello se espera una baja volatilidad del instrumento de política en su trayectoria al estado estacionario ($\bar{R}$). Formalmente, se asume como requisito que $\bar{R} - 2\sigma_R > 0$, donde $\sigma_R$ es la desviación estándar de la tasa de interés nominal.

**GRÁFICO 3.** *Regiones implementables y costo de bienestar para $\alpha_\pi$ y $\alpha_y$*




- La regla de política macroprudencial debe inducir a una dinámica de equilibrio viable para el requerimiento mínimo de capital, por lo que se espera que en estado estacionario cumpla con los límites establecidos por el regulador bancario. Formalmente, $\bar{rc} - 2\sigma_{rc} > 8\%$ y $\bar{rc} + 2\sigma_{rc} < 13\%$, donde $\sigma_{rc}$ es la desviación estándar del requerimiento mínimo de capital.

Además, se limita el campo de búsqueda de los parámetros óptimos a intervalos específicos. Como explicamos líneas arriba, el espacio de parámetros debe de tomar valores plausibles en la realidad. Para la búsqueda de parámetros se utilizó en cada caso una "grilla" de 0.1. Para $\alpha_y$, el intervalo de búsqueda es de $[0, 3]$, como en Schmitt-Grohé y Uribe (2007). En cambio, para $\alpha_\pi$ este intervalo es $[1.1, 3]$ debido a que valores entre 0 y 1 no inducen a un equilibrio de expectativas racionales, como se puede observar en el Gráfico 3. En tanto, para $\alpha_f$, se asume un campo de búsqueda entre $[0, 1]$, siguiendo la recomendación

**GRÁFICO 4.** *Regiones implementables y costo de bienestar para $\alpha_f$ y $v_f$*

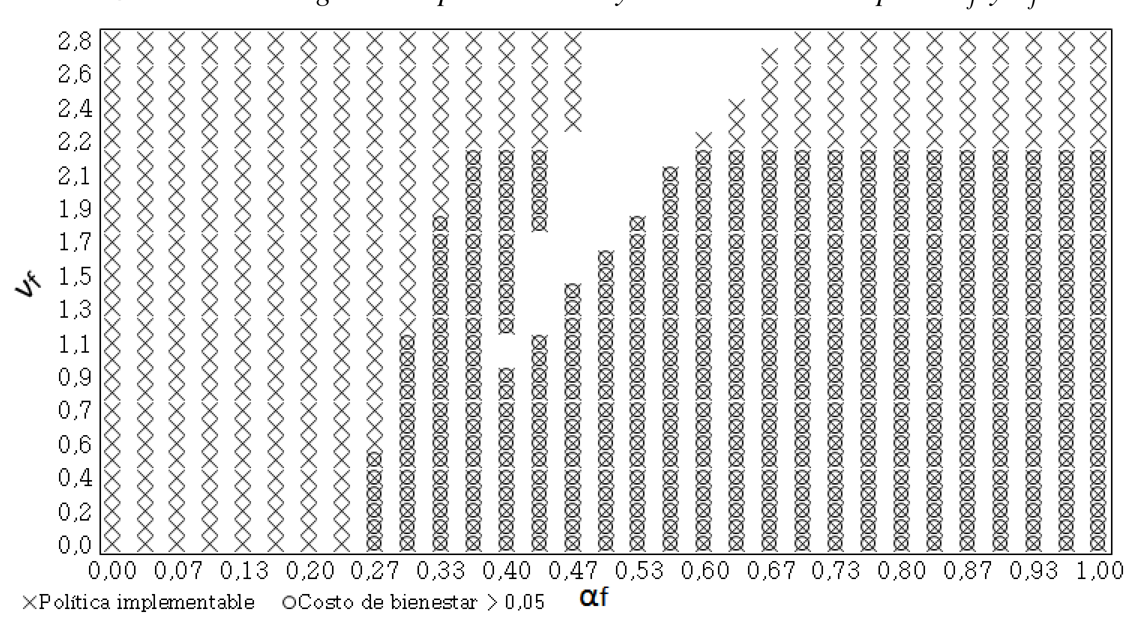
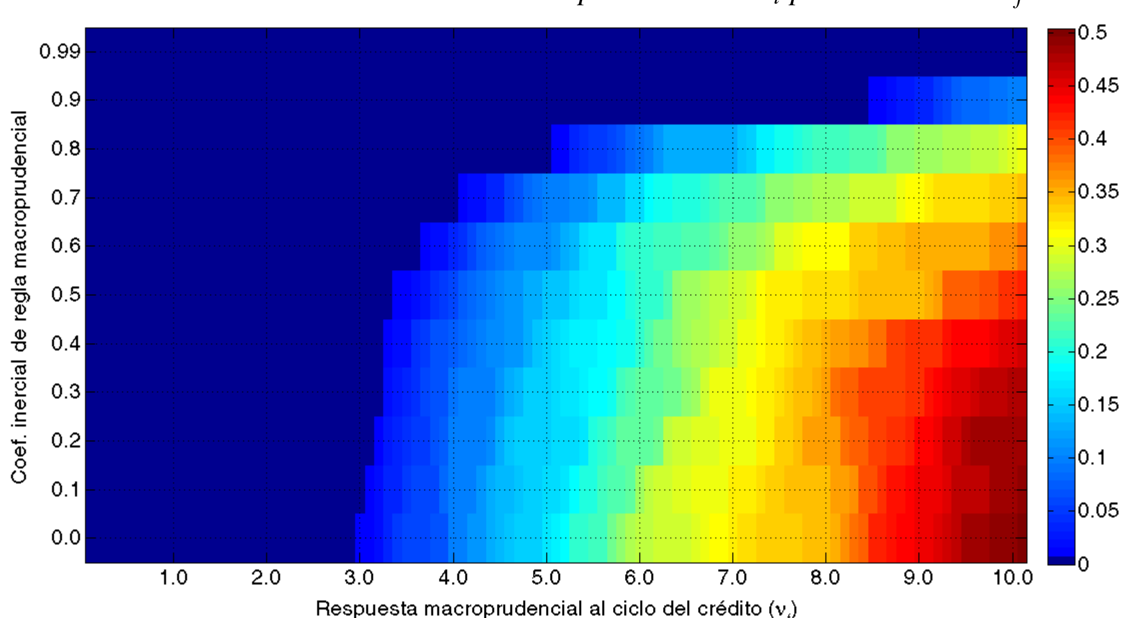


**GRÁFICO 5.** *Probabilidad de incumplimiento de $rc_t$ para valores de $v_f$*




**NOTA:** El eje vertical muestra valores de un posible parámetro de inercia en la ecuación (30).

de Curdia y Woodford (2010), aunque manteniendo cautela para determinados valores que no permiten la viabilidad de la regla, como se aprecia en el Gráfico 4 (p. 75). Finalmente, el intervalo donde se obtiene el parámetro óptimo de $v_f$ es de $[0, 2.8]$. Estos límites se definieron después de realizar simulaciones con data real del ciclo de crédito bancario para la economía chilena para el período 1986-2015, buscando el máximo valor de $v_f$ que permita que el requerimiento de capital se encuentre en un intervalo entre 8 % y 13 %. En el Gráfico 5 se observa la probabilidad que el requerimiento mínimo de capital salga del intervalo establecido por el regulador macroprudencial. En este trabajo se considera que el componente cíclico de la regla macroprudencial no cuenta con un parámetro inercial, por lo que el valor máximo de $v_f$ que cumple con los requisitos es 2.8.

Los parámetros óptimos obtenidos de este ejercicio se presentan en el Cuadro 3. Los resultados muestran que el valor óptimo de $\alpha_\pi$ es de 3 para todos los regímenes. Este valor corresponde al extremo superior del intervalo. Para $\alpha_y$ el valor óptimo es de 2.3 cuando el modelo no cuenta con una regla macroprudencial cíclica. Es decir, ante un choque de riesgo financiero, lo menos costoso, en términos de

**CUADRO 3.** *Parámetros óptimos bajo un choque de riesgo financiero* ($\rho_R = 0$).

| Parámetros | $\alpha_\pi$ | $\alpha_y$ | $\alpha_f$ | $v_f$ |
|---|---|---|---|---|
| *Regla macroprudencial fija, $\bar{rc} = 8\%$* | | | | |
| $I^0$ | 3.0 | 2.3 | −− | −− |
| $II^0$ | 3.0 | 2.3 | 0.0 | −− |
| *Regla macroprudencial fija, $\bar{rc} = 10.5\%$* | | | | |
| I | 3.0 | 2.3 | −− | −− |
| II | 3.0 | 2.3 | 0.0 | −− |
| *Regla macroprudencial cíclica, $\bar{rc} = 10.5\%$* | | | | |
| III | 3.0 | 2.2 | −− | 2.8 |
| IV | 3.0 | 2.2 | 0.0 | 2.8 |

bienestar, es un banco central que responda de manera agresiva a desviaciones de la inflación respecto a su meta y en menor medida al crecimiento del PBI. De esta manera, la autoridad monetaria controla las expectativas de inflación de los agentes asegurando una respuesta "agresiva" que atenúe los efectos de una recesión. El valor de $\alpha_\pi$ es similar al obtenido en el trabajo de Benes y Kumhof (2015), en tanto que el valor de $\alpha_y$ es distinto a los encontrados por los autores que estiman un valor de 0.1 para este parámetro. Cabe resaltar que la regla monetaria establecida aquí responde al crecimiento del PBI, mientras que en el trabajo de Benes y Kumhof (2015) lo hace al ciclo económico.[8]

Pasar de un régimen con regla macroprudencial fija con un tope del 8% en el requerimiento mínimo de capital bancario, como lo que establece Basilea II, a uno con tope fijo de 10.5%, el cual considera además el denominado "colchón de conservación", no modifica el valor de los parámetros óptimos de la política monetaria. Cuando se incorpora el componente cíclico a la regla macroprudencial, como establecen las recomendaciones de Basilea III, el valor de $\alpha_y$ disminuye levemente a 2.2. Este resultado implica que la política macroprudencial atenúa hasta cierto punto la reacción necesaria de la autoridad monetaria para estabilizar el crecimiento del PBI.

El valor óptimo de $\nu_f = 2.8$ corresponde al extremo superior del intervalo permitido. Este resultado tiene sentido debido a que el choque de riesgo financiero tiende a afectar directamente al crédito bancario, por lo que una respuesta de política enfocada en la dinámica de esta variable siempre es óptima. Por lo tanto, mientras mayor sea el valor del parámetro de política $\nu_f$, mayor será la ganancia de bienestar obtenida; sin embargo, el valor de $\nu_f$ debe asegurar los requerimientos de viabilidad propuestos al inicio de esta sección y, por lo tanto, ser un valor razonable para la economía analizada.[9]

Finalmente, el parámetro $\alpha_f$ toma el valor de 0 en todas las simulaciones. Este es un resultado importante para el objetivo de este trabajo porque implica que ante un choque de riesgo financiero, no existen ganancias de bienestar significativas cuando la autoridad monetaria reacciona a las condiciones financieras de la economía. Por este motivo, es recomendable que la autoridad monetaria se limite a promover sus objetivos básicos de estabilización de la inflación y, en menor medida, del producto. Esto se debe a que una respuesta de política monetaria a las condiciones financieras tiende a desbordar las expectativas inflacionarias de los agentes en una economía abierta, lo que hace más costosa la estabilización macroeconómica. De este análisis inicial se infiere que el mejor escenario para controlar un choque de riesgo financiero por parte del banco central es mediante el uso de una regla monetaria que responda solo a desvíos de la inflación y del crecimiento económico.

### *Ranking de bienestar y transmisión de choques financieros*

Esta parte del estudio se divide en 4 secciones. En la primera, se evalúa el *ranking* de bienestar de regímenes con reglas calibradas y con reglas óptimas presentando el indicador de bienestar, $\Psi$, estimado para cada escenario de política económica. La segunda sección explica mediante el análisis de otros indicadores del costo de bienestar por qué una regla monetaria con respuesta a variaciones en el ciclo del crédito bancario no es óptima ante un choque de riesgo financiero. La tercera parte describe características importantes del régimen monetario-macroprudencial con mayor ganancia de bienestar debida a la interacción entre las políticas monetaria y macroprudencial, así como las características de

[8] Como se menciona en Caputo y otros (2011), cuando la regla de Taylor responde al crecimiento del PBI, la respuesta monetaria es menos agresiva. Por tanto, la calibración óptima requiere de un valor mayor para hacer frente al choque de riesgo financiero. Cuando la regla monetaria está especificada en función al ciclo económico, el parámetro óptimo de $\alpha_y$ es 0.3 el cual es similar al obtenido en Benes y Kumhof (2015).

[9] En Benes y Kumhof (2015) la calibración de la respuesta macroprudencial al ciclo crediticio toma un intervalo de $[0, 6]$. En este caso, los autores toman el valor del límite superior como el máximo que evita salirse del intervalo establecido por el regulador macroprudencial, aunque con una tolerancia de $0,5\%$.

la volatilidad de sus respectivos instrumentos. Esta regla de política económica óptima será una regla monetaria que responde únicamente a la inflación y al crecimiento del PBI juntamente con una regla macroprudencial cíclica. Finalmente, la última sección describe el análisis de las funciones impulso-respuesta de los regímenes óptimos I y III.

***Ranking de bienestar***. En esta sección detallamos los valores del indicador de bienestar, $\Psi$, obtenidos en cada simulación incluyendo los valores del indicador de bienestar cuando las reglas monetaria y macroprudencial son calibradas con los parámetros mostrados en el anexo A, $\alpha_\pi = 1.49$ y $\alpha_y = 0.14$. Asumimos que $\rho_R = 0$, es decir, la autoridad monetaria no reacciona ante desvíos de la tasa de interés nominal del período anterior con respecto a su valor de estado estacionario. Cuando la regla monetaria responde al ciclo del crédito bancario, se asume que el parámetro de respuesta es la mitad que la del parámetro de respuesta del crecimiento del PBI, por lo que $\alpha_f = 0.07$; mientras que el valor de $\nu_f = 1.4$ corresponde a la mitad del intervalo considerado para la búsqueda óptima de parámetros. A los modelos que cuentan con esta calibración los llamaremos “modelos calibrados” a pesar de que todos los modelos cuentan con parámetros calibrados en sus respectivas reglas de política.

Si bien los valores de los últimos dos parámetros son seleccionados de forma arbitraria, este ejercicio nos sirve para analizar las diferencias, en términos de bienestar, entre un modelo con parámetros “razonables” en sus reglas de política monetaria y macroprudencial con respecto a un modelo que cuenta con parámetros que optimizan nuestro criterio de bienestar, $\Psi$. Cabe recordar que el escenario base a partir del cual realizaremos las comparaciones es un modelo con un régimen macroprudencial *à la* Basilea II; es decir, con una regla macroprudencial fija con un tope del 8% para el requerimiento mínimo de capital y con una regla monetaria que no responde al ciclo de crédito bancario.

El Cuadro 4 muestra los resultados de las simulaciones. Cuando se implementan políticas óptimas, no se consideran los regímenes II y IV porque el costo de bienestar derivado de ellas es el mismo que el de los regímenes I y III, respectivamente, cuando $\alpha_f = 0$. Nótese que, en la mayoría de casos, los valores de $\Psi$ son de magnitud poco significativa, algo común en análisis de este tipo (Schmitt-Grohé y Uribe, 2007).

Para el caso de los modelos con reglas calibradas el régimen que genera mayor costo de bienestar es aquel en el que la regla monetaria responde al ciclo crediticio y la regla macroprudencial incluye el denominado “colchón de conservación”, por lo que el tope fijo del requerimiento de capital es de 10.5%. Cuando se utiliza una regla monetaria tradicional sin respuesta a condiciones financieras el paso de un régimen de tope fijo de 8% a uno con tope de 10.5% implica una reducción del costo de bienestar; mientras que, cuando existe una regla monetaria que responde al ciclo crediticio, una regulación macroprudencial

**CUADRO 4.** *Costo de bienestar (en porcentajes)*

| Regimen | $\Psi$ |
|---|---|
| *Modelos calibrados* | |
| $I^0$ con $\bar{rc} = 8\%$ | 0.0712 |
| $II^0$ con $\bar{rc} = 8\%$ | 0.1211 |
| I con $\bar{rc} = 10.5\%$ | 0.0667 |
| II con $\bar{rc} = 10.5\%$ | 0.1289 |
| III con $\bar{rc} = 10.5\%$ | 0.0040 |
| IV con $\bar{rc} = 10.5\%$ | 0.0940 |
| *Reglas óptimas* | |
| $I^0$ con $\bar{rc} = 8\%$ (modelo base) | −− |
| I con $\bar{rc} = 10.5\%$ | −0.0003 |
| III con $\bar{rc} = 10.5\%$ | −0.0465 |

más estricta implica un aumento del costo de bienestar. La explicación es que esto genera una mayor volatilidad macroeconómica debido a una regla de política monetaria que responde al crédito bancario.

Del análisis de los modelos calibrados destaca que utilizar una regla macroprudencial cíclica en la que un porcentaje del requerimiento mínimo de capital se mueve juntamente con las condiciones financieras de la economía implica, para cualquier regla monetaria, un menor costo de bienestar respecto a los regímenes en los que este *buffer* dinámico no existe. Así, concluimos que el modelo que reduce en mayor medida el costo de bienestar es el que combina una regla monetaria sin respuesta al ciclo del crédito, con una regulación macroprudencial con un componente del requerimiento mínimo de capital dinámico.

La parte final del cuadro muestra el valor de $\Psi$ para los modelos con parámetros óptimos. Se observa que pasar de un régimen *à la* Basilea II, nuestro modelo base, a uno en el que se implementa un límite mayor al requerimiento mínimo de capital (de 8% a 10.5%) genera ganancias de bienestar, aunque de una magnitud poco significativa. Para obtener mayores ganancias de bienestar se necesita, en lugar de implementar topes fijos rigurosos en el requerimiento mínimo a los bancos, que la herramienta macroprudencial sea cíclica, como propone Basilea III. Cuando se implementa una herramienta de esa naturaleza, la ganancia de bienestar se incrementa significativamente, llegando a valores de 0.047%.

Cuando se comparan el peor escenario calibrado con la mejor respuesta óptima, se obtiene una ganancia de bienestar de 0.175%; asimismo, la comparación entre el mejor régimen calibrado y la mejor respuesta óptima da una ganancia de bienestar de 0.051%. De este análisis se concluye que, en términos de bienestar del consumidor, la política monetaria ideal no debe responder al ciclo crediticio cuando se implementa un requerimiento de capital cíclico.[10]

***¿Por qué la regla monetaria no debe responder a un indicador financiero?*** En el Cuadro 5 se consideran indicadores adicionales para cada uno de los regímenes óptimos analizados, $I^0$, I y III, además de incorporar tres reglas, $II^0*$, II* y IV*, donde se calibra $\alpha_f = 0.1$ manteniendo los valores de los demás parámetros constantes. Este ejercicio tiene como objetivo comparar los resultados con aquellos escenarios en que la autoridad monetaria responde al ciclo crediticio.

**CUADRO 5.** *Otros indicadores de bienestar y viabilidad*

| Régimen | Desviaciones estándar (%) | | | | | $\lambda_{BC}(\%)$ | $\lambda_{MP}(\%)$ | ZLB (%) | $\bar{rc}(\%)$ | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | $\sigma_\pi$ | $\sigma_y$ | $\sigma_R$ | $\sigma_{rer}$ | $\sigma_{CB}$ | | | $\bar{R}-2\sigma_R$ | LI | LS |
| | | | | | *Regla fija, $\bar{rc}$ = 8%* | | | | | |
| $I^0$ | 0.44 | 6.59 | 2.00 | 10.81 | 34.62 | 0.223 | 12.20 | 5.63 | 8.0 | 8.0 |
| $II^0*$ | 1.34 | 8.27 | 1.77 | 9.72 | 38.67 | 0.363 | 15.29 | 5.65 | 8.0 | 8.0 |
| | | | | | *Regla fija, $\bar{rc}$ = 10.5%* | | | | | |
| I | 0.44 | 6.61 | 1.98 | 10.76 | 34.97 | 0.224 | 12.45 | 5.63 | 10.5 | 10.5 |
| II* | 1.37 | 8.28 | 1.78 | 9.67 | 39.04 | 0.365 | 15.59 | 5.65 | 10.5 | 10.5 |
| | | | | | *Regla cíclica, $\bar{rc}$ = 10.5%* | | | | | |
| III | 0.32 | 4.22 | 1.52 | 7.13 | 22.49 | 0.092 | 9.11 | 5.67 | 9.24 | 11.76 |
| IV* | 0.88 | 5.37 | 1.42 | 6.42 | 24.84 | 0.154 | 11.15 | 5.68 | 9.11 | 11.90 |

**NOTA:** $II^0*$, II* y IV* corresponden a modelos con parámetros óptimos más una calibración de $\alpha_f = 0.10$.

[10] Benes y Kumhof (2015) obtienen una ganancia de bienestar de 0.09% al introducir una herramienta macroprudencial cíclica *à la* Basilea III. Es importante considerar, sin embargo, que ese valor corresponde a un modelo afectado por diversos choques macroeconómicos y financieros y no solo por el choque de riesgo financiero implementado aquí.

En el Cuadro 5 también se muestran las desviaciones estándar de la inflación ($\sigma_\pi$), del PBI ($\sigma_y$), de la tasa de interés de política monetaria ($\sigma_R$), del tipo de cambio real ($\sigma_{rer}$) y del crédito bancario ($\sigma_{CB}$), además de añadir el valor de una función de pérdida *ad hoc* de política monetaria ($\lambda_{BC} = \chi_\pi^{BC}\sigma_\pi^2 + \chi_y^{BC}\sigma_y^2 + \chi_R^{BC}\sigma_R^2$, donde $\chi_\pi^{BC} = 1$, $\chi_y^{BC} = 0.5$ y $\chi_R^{BC} = 0.1$) y, siguiendo el trabajo de Angelini y otros (2012), una función de pérdida macroprudencial ($\lambda_{MP} = \chi_{CB}^{MP}\sigma_{CB}^2 + \chi_y^{MP}\sigma_y^2 + \chi_{rc}^{MP}\sigma_{rc}^2$, donde $\chi_{CB}^{MP} = 1$, $\chi_y^{MP} = 0.5$ y $\chi_{rc}^{MP} = 0.1$, siendo $\sigma_{rc}$ la desviación estándar del requerimiento mínimo de capital, valor no reportado en el cuadro). Estas funciones de pérdida son derivadas de las reglas óptimas anteriormente obtenidas.

Finalmente, las últimas columnas muestran los requisitos de viabilidad de cada una de las reglas, tanto la condición de *zero lower bound* ($ZLB$), en la que se espera que el valor de la tasa de interés en estado estacionario sea mayor a la volatilidad del instrumento monetario, tanto como los límites del requerimiento mínimo de capital (límite inferior, $LI$, y superior, $LS$). Aquí es de esperar que el valor de estado estacionario del requerimiento mínimo de capital se encuentre en un intervalo entre 8% y 10.5%. Como se menciona en Schmitt-Grohé y Uribe (2007), debido a que el modelo se soluciona con el método de perturbación, esta metodología no es lo suficientemente capaz como para lidiar con restricciones de no negatividad, por lo que se requiere evaluar el cumplimiento de la *ZLB* de alguna otra forma.[11]

Observando los casos en que no se impone una respuesta financiera, regímenes $I^0$, I y III, los resultados muestran que una regulación macroprudencial con un límite fijo al requerimiento de capital más estricto, es decir, pasar de un $\bar{rc} = 8\%$ a un $\bar{rc} = 10.5\%$, no produce grandes cambios en la volatilidad de las principales variables, por lo que las funciones de pérdida monetaria y macroprudencial son similares. Siempre y cuando la condición de $ZLB$ se cumpla, mostrando que ante un choque de riesgo financiero, la tasa de interés puede caer hasta en un 0.10% respecto a su valor de estado estacionario ($\bar{R} = 5.8\%$ en términos anuales).[12]

Dado que el régimen I mantiene fijo el requerimiento de capital bancario, se cumple con el requisito de implementación de la regla macroprudencial. Lo interesante del Cuadro 5 son los indicadores del régimen con regla macroprudencial cíclica, régimen III; lo importante aquí es que la volatilidad de las principales variables macroeconómicas disminuye cuando se introduce un requerimiento de capital dinámico. En este sentido, las funciones de pérdida de las políticas monetaria y macroprudencial son menores indicando que existe un menor costo en la estabilización macroeconómica cuando se encuentra presente la regla macroprudencial cíclica. De este resultado podemos inferir que la implementación de las propuestas de Basilea III ayuda a reducir las fluctuaciones económicas ante choques financieros, mejorando el accionar de política monetaria y reduciendo la inestabilidad financiera.[13]

La introducción de un requerimiento de capital cíclico ayuda a la efectividad de la política monetaria ante un choque de riesgo financiero. Esto se debe a que la volatilidad de la tasa de interés en el régimen III es menor que en cualquiera de los casos analizados del régimen I. Relacionado a este resultado, el indicador de $ZLB$ es levemente superior al caso en que no existe regla macroprudencial cíclica, mientras que los requisitos de implementación macroprudencial se cumplan. Cuando se comparan estos resultados

[11] Si bien el cálculo de la diferencia entre la tasa de interés en estado estacionario y el doble de su volatilidad se realiza con la primera variable expresada en términos trimestrales, una vez realizada la diferenciación se transforma en términos anuales.

[12] Este resultado puede parecer pequeño si se le compara con las variaciones convencionales de la tasa de política monetaria observadas en la realidad ($+/-0,25\%$). Sin embargo, es importante notar que la magnitud de la desviación estándar considerada para fines de normalización es de 1%. García-Cicco y otros (2014) estiman este valor en 1.9%, lo que puede hacer disminuir el límite inferior para la tasa de interés establecido aquí. Además, en la realidad, el banco central enfrenta múltiples choques simultáneos que provocan respuestas más agresivas que las observadas en esta investigación.

[13] El concepto de inestabilidad financiera es difuso. Acá lo consideramos como lo hacen Angelini y otros (2012) y Rubio y Carrasco-Gallego (2014), relacionándolo con la volatilidad del crédito bancario.

con escenarios donde se incluye una respuesta a las condiciones financieras en la regla monetaria, $\alpha_f = 0.10$ en los regímenes $II^0*$, II* y IV*, se observa que las conclusiones respecto a los beneficios de una regla macroprudencial *à la* Basilea III se mantienen. Sin embargo, la volatilidad del PBI, la inflación y el crédito son mayores cuando hay una respuesta de política monetaria al ciclo del crédito.

El mecanismo de transmisión a través del cual una política monetaria que responde al ciclo del crédito bancario incrementa las volatilidades del PBI, la inflación y el crédito se explica a través de la formación de las expectativas inflacionarias por parte de los agentes. Al implementar una regla de Taylor que responda a variaciones en el crédito bancario, los agentes interiorizan que ante un choque de riesgo financiero la tasa de interés disminuirá de forma más drástica respecto al caso en que no exista esta respuesta por parte de la política monetaria. En consecuencia, esperarán una mayor depreciación cambiaria la cual incrementará los costos de las firmas importadoras, por lo que los agentes pronostican una mayor inflación en el futuro. Este mecanismo de transmisión es importante en nuestro modelo debido a que el régimen cambiario es flexible y todos los bienes finales son transables.[14]

En un contexto de expectativas racionales, este mecanismo de transmisión implica un incremento en las presiones inflacionarias en el período actual. En este caso, el banco central debe reducir su tasa de interés en menor medida que lo esperado por los agentes, para evitar presiones inflacionarias debidas a esta formación de expectativas. Esto explica porque la volatilidad de la tasa de interés es menor en los regímenes $II^0*$, II* y IV*. Sin embargo, la menor reducción de tasas de interés se traduce en una menor reducción de la tasa de interés real, lo que genera que el consumo se reactive en menor magnitud a lo necesario, que la inversión se reduzca en mayor medida respecto al caso en que $\alpha_f = 0$, y que el tipo de cambio se deprecie en menor magnitud que lo esperado en primer lugar por los agentes. Estos efectos en conjunto generan una mayor caída del PBI.

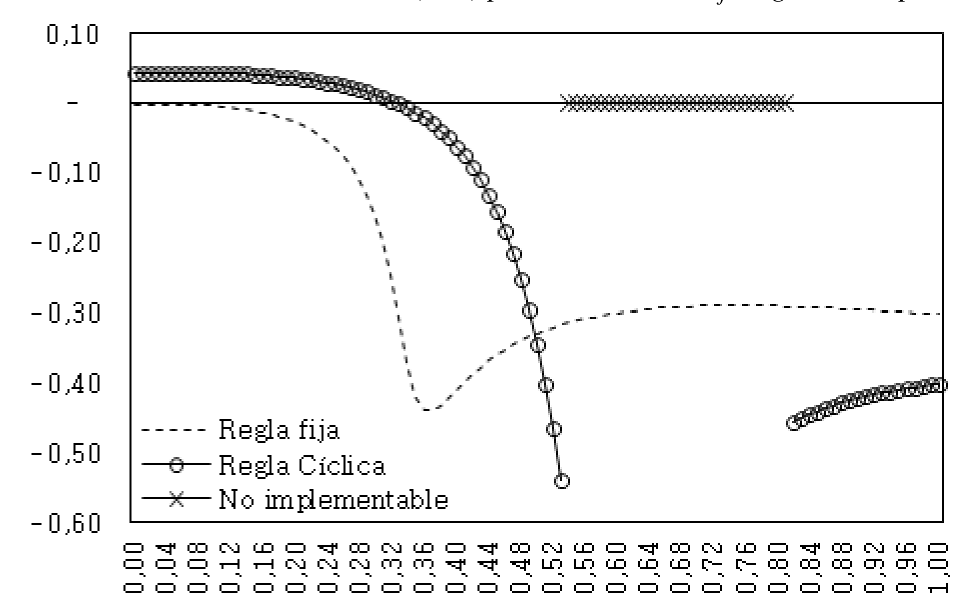
Esto también produce una espiral inflacionaria debido a que los agentes, al incorporar este resultado a sus expectativas, esperarán reducciones de tasas de interés futuras de mayor magnitud que inducen a presiones inflacionarias mayores. En ese sentido, la función de pérdida del banco central, $\lambda_{BC}$, se incrementa cuando la autoridad monetaria responde a las condiciones financieras de la economía. En otras palabras, la política monetaria enfrenta una mayor dificultad para estabilizar la economía cuando se presenta este esquema de formación de expectativas por parte de los agentes.

Por el lado bancario, la menor reducción de la tasa de interés de política monetaria implica que la tasa de interés bancaria sea mayor al caso en el que $\alpha_f = 0$. Esto reduce aún más el crédito bancario e implica la necesidad de una reacción más agresiva por parte de la política macroprudencial. De ahí que $\lambda_{MP}$ sea mayor en los regímenes $II^0*$, II* y IV* que cuando $\alpha_f = 0$. Por lo tanto, en un contexto de estrés financiero, en el cual la formación de expectativas de los agentes no puede ser manejada como en "tiempos normales" debido a que estos han perdido credibilidad en la efectividad de la autoridad monetaria para estabilizar la economía, una política monetaria que responda al ciclo del crédito bancario (*leaning against the wind*), y por tanto tenga que ser más agresiva, reduce el bienestar. En conclusión, de este modelo se infiere que los hogares prefieren que la política monetaria se encargue de estabilizar la inflación y el producto y que delegue la estabilización financiera a la política macroprudencial.

El Gráfico 6 (p. 6) ilustra este mecanismo, al mostrar la ganancia de bienestar, el valor negativo de $\Psi$, para valores de $\alpha_f$ en un intervalo entre cero y uno, manteniendo los demás valores de los parámetros óptimos del régimen III. Se observa que para valores de $\alpha_f > 0$, la ganancia de bienestar es siempre menor que en el caso en que $\alpha_f = 0$. El análisis para la función de pérdida $\lambda_{BC}$ es muy similar, cuyo gráfico es un espejo del Gráfico 6: La función de pérdida siempre es mayor para valores de $\alpha_f > 0$ que en el caso $\alpha_f = 0$.

[14] En un régimen cambiario fijo o con intervención cambiaria, este efecto es menor.

**GRÁFICO 6.** *Ganancia de bienestar ($-\Psi$) para valores de $\alpha_f$, regímenes óptimos I y III*




Por su parte, el Gráfico 7 (p. 83) muestra las fronteras de política para la volatilidad de la inflación y el producto, los objetivos del banco central. El Gráfico 8 (p. 83) muestra la volatilidad del crédito bancario y del PBI, que representan la disyuntiva de la política macroprudencial. Estas curvas se construyeron variando el parámetro $\alpha_y$ de la regla monetaria en un intervalo entre $[0, 3]$, manteniendo los demás parámetros en sus valores óptimos.

Destacan dos hechos importantes en ambas gráficas. Primero, la pendiente de las fronteras de política económica es positiva. Ello indica que el choque financiero se comporta como un choque de demanda en el que la disyuntiva entre inflación y producto desaparece, por lo que es óptimo para el banco central contrarrestar la caída en la inflación porque así logra al mismo tiempo combatir la recesión económica. Este resultado concuerda con los estudios de Leduc y Zheng (2012) para economías cerradas y de Caputo y otros (2009) y Caputo y otros (2011) para el caso chileno.

Segundo, la posición de las curvas en cada escenario. Se observa que introducir una regla macroprudencial cíclica traslada las fronteras más cerca al origen, líneas negras *versus* líneas rojas, tanto para el caso de la política monetaria como para la política macroprudencial. Esto indicando que una política como la aquí propuesta reduce los costos de la estabilización macroeconómica ante un choque de riesgo financiero.

Por otra parte, si se considera una respuesta financiera ($\alpha_f = 0.10$), manteniendo constantes los demás parámetros, las fronteras de política económica se alejan del origen, líneas sólidas *versus* líneas punteadas. Esto indica el mayor costo relativo de una respuesta de política monetaria a las condiciones financieras de la economía. Nuestros resultados coinciden con el caso presentado en Caputo y otros (2009) en el que el choque financiero no está correlacionado con las condiciones externas y la paridad de tasas de interés se establece con la tasa de interés de mercado.[15,16]

[15] En Leduc y Zheng (2012) utilizan un modelo con rigideces nominales y fricciones de búsqueda en el empleo donde incorporan un choque de incertidumbre, como el empleado en Bloom (2009). Si bien no es el mismo tipo de choque de riesgo financiero que el considerado en este trabajo, Christiano y otros (2011) muestran que existe cierta correlación entre ese indicador de incertidumbre y el choque de riesgo financiero aquí considerado.

[16] Tanto en Caputo y otros (2009) como en Caputo y otros (2011) se define un choque de riesgo financiero como un incremento repentino del diferencial entre la tasa de interés de mercado y la tasa de política monetaria. En ambos trabajos no se considera la introducción de instrumentos macroprudenciales.

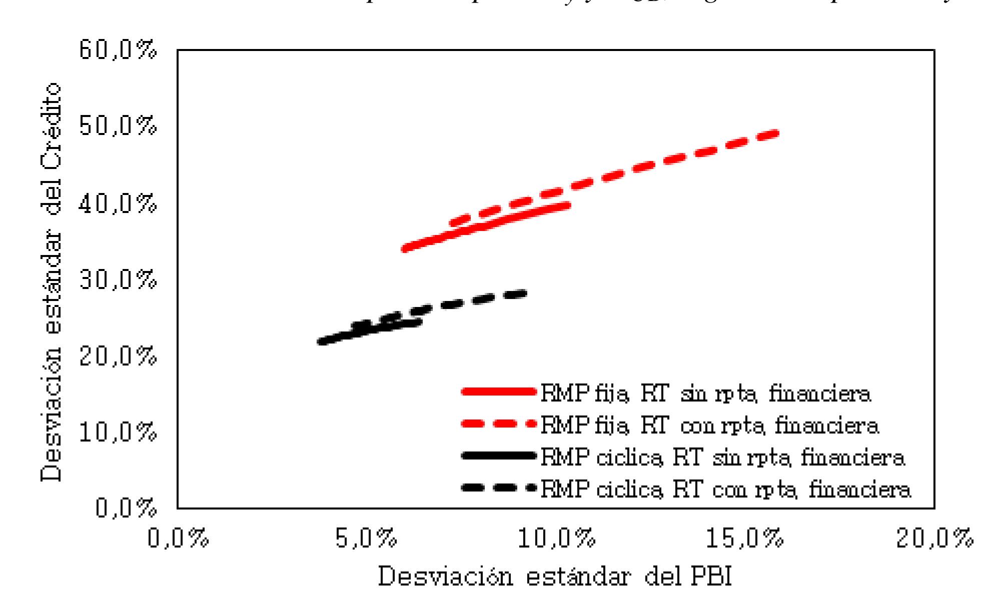
**GRÁFICO 7.** *Frontera de política para $\sigma_\pi$ y $\sigma_y$, regímenes óptimos I y III*

18,0%
16,0%
14,0%
12,0%
10,0%
8,0%
6,0%
4,0%
2,0%
0,0%
Desviación estándar del PBI
0,0% 0,5% 1,0% 1,5% 2,0% 2,5% 3,0%
Desviación estándar de la inflación
RMP fija, RT sin rpta. financiera
RMP fija, RT con rpta. financiera
RMP cíclica, RT sin rpta. financiera
RMP cíclica, RT con rpta. financiera

**NOTA:** RMP: regla macroprudencial. RT: regla de Taylor de política monetaria.

***Características del mejor régimen monetario-macroprudencial.*** En los Gráficos 9, 10 y 11 (p. 84) se analiza de forma tridimensional algunos indicadores de la política óptima que brinda el menor costo de bienestar: el régimen III. En el Gráfico 9 se analiza la evolución de los coeficientes más importantes para la política monetaria ($\alpha_\pi$) y macroprudencial ($\nu_f$) y su efecto sobre el bienestar, medido como el negativo de $\Psi$, es decir, la ganancia de bienestar, manteniendo el valor de $\alpha_y = 2.2$ constante, $\alpha_y = 2.2$. Respuestas más agresivas de la política monetaria, es decir, donde el parámetro de reacción de la inflación tienda a su límite superior ($\alpha_\pi \rightarrow 3$), indican mayores ganancias de bienestar aunque en menor nivel que las ganancias que se obtienen con respuestas más agresivas de la política macroprudencial ($\nu_f \rightarrow 2.8$).

**GRÁFICO 8.** *Frontera de política para $\sigma_y$ y $\sigma_{CB}$, regímenes óptimos I y III*




**NOTA:** RMP: regla macroprudencial. RT: regla de Taylor de política monetaria.

**GRÁFICO 9.** *Ganancia de bienestar para $\alpha_\pi$ y $\nu_f$, régimen óptimo III*

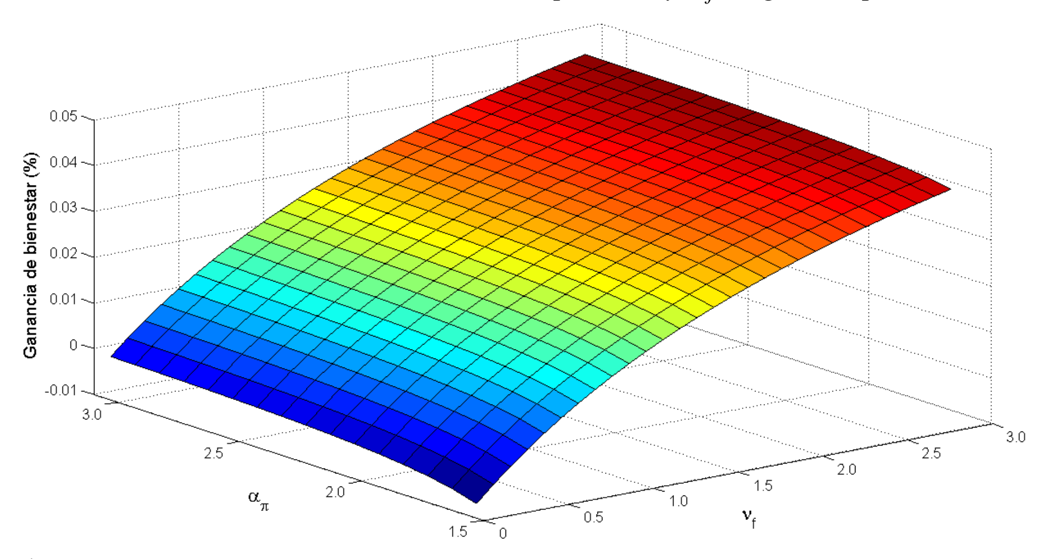



**GRÁFICO 10.** *Volatilidad del instrumento monetario para $\alpha_\pi$ y $\nu_f$, régimen óptimo III*

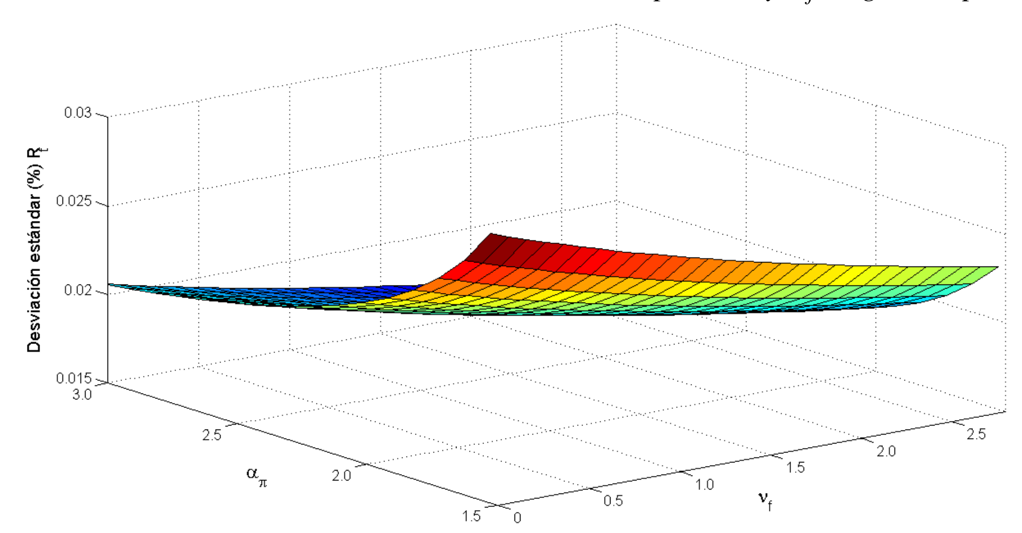
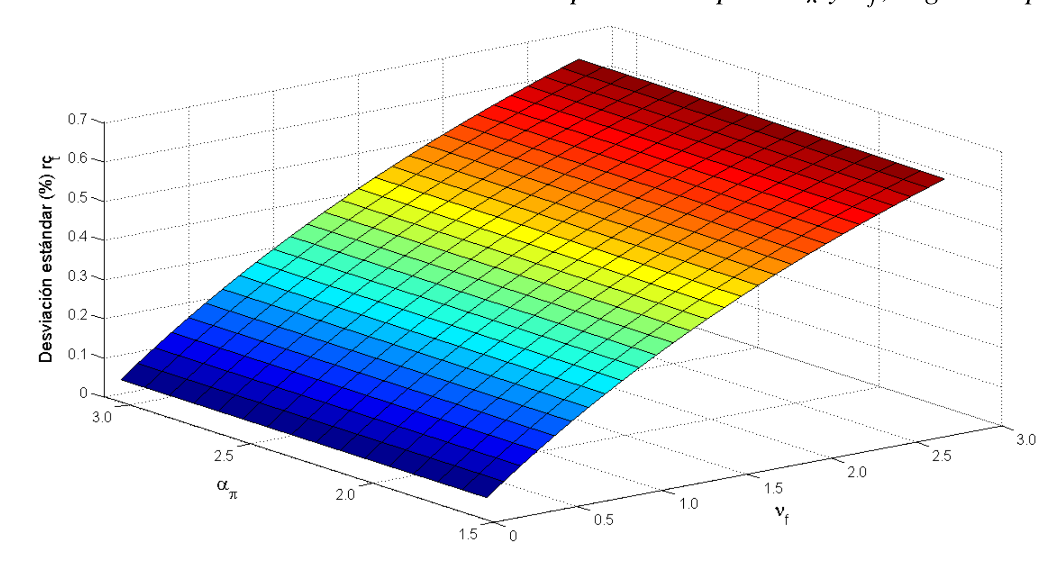



**GRÁFICO 11.** *Volatilidad del instrumento macroprudencial para $\alpha_\pi$ y $\nu_f$, régimen óptimo III*



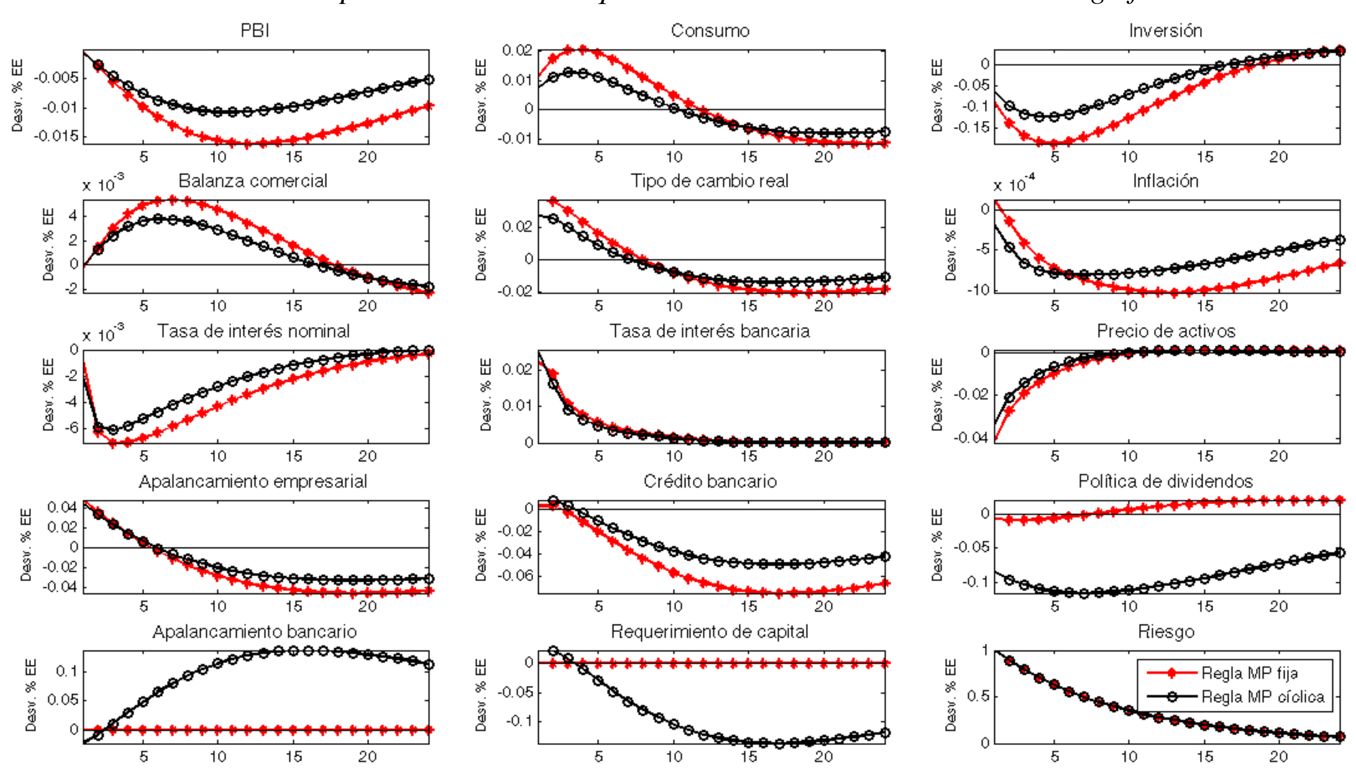

 

Sin embargo, lo resaltante aquí es que, dado que la superficie de bienestar es monotónica en $\alpha_\pi$ y $\nu_f$, se puede entender que no hay necesidad de respuestas coordinadas, basta con que ambos flancos reaccionen de la forma más agresiva posible ante un choque de riesgo financiero. Este resultado también se observa en Benes y Kumhof (2015).

Los Gráficos 10 y 11 muestran la volatilidad de la tasa de interés y del requerimiento de capital cíclico cuando varían $\alpha_\pi$ y $\nu_f$. Se observa que un uso más agresivo de la política macroprudencial ($\nu_f \rightarrow 2.8$) reduce la volatilidad de la tasa de interés, lo que supone una mayor flexibilidad para la política monetaria. Un valor de $\alpha_\pi$ más alto reduce la volatilidad de la tasa de interés, lo que contrasta con los hallazgos de Benes y Kumhof (2015). Esto se explica porque la economía es abierta en este trabajo, por lo que una respuesta monetaria más agresiva genera mayores expectativas de inflación a través de una mayor depreciación esperada, lo que tiende a restringir una reducción más agresiva de la tasa de interés. Si bien la política macroprudencial ayuda a la política monetaria dándole un mayor espacio de acción, lo contrario no se da, como puede observarse en el Gráfico 11, en la que un parámetro $\alpha_\pi \rightarrow 3$ no hace variar significativamente la volatilidad del instrumento macroprudencial.

***Funciones impulso-respuesta, regímenes óptimos I vs. III.*** Finalmente, en el Gráfico 12 se presenta las funciones impulso-respuesta para los regímenes óptimos I (con $\bar{rc} = 10.5\%$) y III. El mecanismo de transmisión del choque financiero opera del siguiente modo: Un incremento del riesgo de incumplimiento de pago, $\uparrow \sigma_{\omega,t}$, aumenta el costo del crédito ($\uparrow r_t^{CBe}$) por parte del banco para hacer frente a posibles pérdidas. Ello disminuye la demanda por crédito ($\downarrow CB_t$), lo que implica que los empresarios disminuyen su demanda por capital ($\downarrow K_t$), reduciendo así la inversión ($\downarrow INV_t$) y el precio del capital ($\downarrow q_t$). La caída de la inversión disminuye el PBI ($\downarrow Y_t$), los costos marginales y la inflación ($\downarrow \pi_t$).

**GRÁFICO 12.** *Respuestas ante un choque de una desviación estándar de riesgo financiero*




**NOTAS: Línea negra**: Modelo con requerimiento de capital fijo (10.5%). Línea roja: Modelo requerimiento de capital con componente cíclico. Nótese que las variables tienen distintas escalas.

Nótese que el apalancamiento empresarial aumenta ($\uparrow \phi_t^e$), pero ello se explica por una reducción mayor del patrimonio respecto de la caída de los activos empresariales ($\triangledown q_t K_t < \triangledown NE_t$) lo que amplifica el choque inicial y es producto de la presencia del mecanismo del acelerador financiero en el modelo. La respuesta de política monetaria corresponde a una reducción de la tasa de interés ($\downarrow R_t$) que busca recuperar la economía mediante un incremento de las exportaciones, a través de la depreciación cambiaria ($\uparrow RER_t$) generada por la salida de capitales de la economía ante la reducción en el diferencial de tasas ($R_t - R_t^*$) y una reducción de la tasa de interés real ($\downarrow R_t - E_t\{\pi_{t+1}\}$) que incentiva al consumo ($\uparrow C_t$).

La diferencia en la dinámica de las variables en ambos modelos se debe a la respuesta de política macroprudencial. Cuando existe un requerimiento de capital fijo (con $\bar{rc} = 10.5\%$), la caída en el crédito reduce en la misma proporción el patrimonio bancario, lo que disminuye el valor presente esperado de la riqueza de los banqueros ($\downarrow V_t^B$). De no existir un regulador macroprudencial, esta situación implica que existen más incentivos para los banqueros en desviar fondos –a manera de dividendos– hacia sus hogares. La autoridad macroprudencial, consciente de esta situación, reduce el porcentaje máximo de dividendos autorizado ($\downarrow \mu_t$), con el fin de brindar confianza a los depositantes y mantener la estabilidad financiera. Sin embargo, la regulación implícita de la política de dividendos es leve y, ante la caída continua del crédito (el choque de riesgo financiero es persistente), los bancos dejan de captar fondos porque deben desapalancarse para cumplir el requerimiento de capital en condiciones de estrés, lo que reduce aún más el crédito bancario, provocando una caída más fuerte de la inversión y el PBI y, como respuesta a ello, una reducción más agresiva de la política monetaria, una mayor depreciación cambiaria y una caída en la inflación menos severa que en el caso en el que la regla macroprudencial es cíclica.

Cuando el requerimiento de capital cuenta con un componente que responde al ciclo del crédito bancario (régimen III), el regulador reduce el requerimiento mínimo juntamente con la caída del crédito. Así, el valor presente esperado de la riqueza terminal se reduce en menor medida que en el caso donde hay un tope fijo. Esto tiene como contraparte una regulación macroprudencial implícita sobre los dividendos bancarios que es mucho más agresiva, de tal forma que los bancos se desapalancan en menor medida y el flujo de créditos a la economía es más estable, reduciéndose en menor medida que en el régimen I. La inversión también cae menos -los empresarios pueden captar fondos del sistema bancario para seguir financiando la producción de bienes de capital- y lo mismo sucede con el PBI. Luego, la política macroprudencial ayuda al accionar monetario en la estabilización macro, por lo que el banco central reduce la tasa de interés en menor medida, haciendo con ello que las fluctuaciones del tipo de cambio real y del consumo sean menores. Los niveles menores de consumo y exportaciones se contrarrestan con una menor caída de la inversión, por lo que el efecto neto es una caída menos severa del PBI.

### *Análisis de sensibilidad*

En el Cuadro 6 (p. 87) se muestra un conjunto de resultados donde se realizan variaciones a las reglas de política monetaria y macroprudencial los cuales corresponden a los primeros cinco resultados. El último resultado del Cuadro muestra el modelo sin hábitos de consumo ni indexación de precios ni salarios. Este ejercicio de análisis de sensibilidad tiene como objetivo evaluar la existencia de posibles reglas que brinden mayor bienestar a las consideradas en el modelo y analizar la robustez de los principales resultados. En cada una de las simulaciones se realizó una búsqueda multidimensional de parámetros óptimos como los obtenidos para los regímenes III y IV manteniendo en todas las simulaciones el resultado inicial. Encontramos que el régimen III brinda mayores ganancias de bienestar en comparación con el régimen IV, es decir, el valor óptimo de $\alpha_f$ es igual a 0.

La primera simulación permite que $\rho_R > 0$ a diferencia de los ejercicios de simulación anteriores en los que solo hemos considerado $\rho_R = 0$. Sin embargo, el valor asignado a $\rho_R$ no ha sido elegido de manera arbitraria; en este escenario el valor del parámetro inercial de política monetaria corresponde al

**Cuadro 6.** *Análisis de sensibilidad*

| Régimen | Parámetros óptimos | | | | $\Psi$ |
|---|---|---|---|---|---|
| | $\alpha_\pi$ | $\alpha_y$ | $\alpha_f$ | $\nu_f$ | $B = -0.0465$ |
| a) $\rho_R = 0.79$ | | | | | |
| III | 3.0 | 3.0 | -- | 2.8 | −0.0460 |
| b) Rpta. a ciclo de PBI en regla de Taylor | | | | | |
| III | 3.0 | 0.3 | -- | 2.8 | −0.0468 |
| c) Rpta. solo a inflación, $\alpha_y = 0$ | | | | | |
| III | 3.0 | -- | -- | 2.8 | −0.0437 |
| d) Régimen de metas de inflación estricto, $\pi_t = \bar{\pi}$ | | | | | |
| III | -- | -- | -- | 2.8 | −0.0466 |
| e) Regla de Taylor y macroprudencial *forward looking* | | | | | |
| III | 3.0 | 2.0 | -- | 2.8 | −0.0469 |
| f) Sin indexación ni hábitos de consumo | | | | | |
| III | 3.0 | 1.2 | -- | 2.8 | −0.0495 |

utilizado por García-Cicco y otros (2014), $\rho_R = 0.79$. Los resultados, en términos de parámetros óptimos, varían solo para el caso de $\alpha_y$; este parámetro se incrementa hasta tomar el valor extremo superior de 3. Este resultado implica que reacciones más cautelosas por parte de la autoridad monetaria requieren de respuestas más agresivas al crecimiento del PBI por parte de esta. Sin embargo, en términos de bienestar, el valor de $\Psi$ es mayor que en el caso que tomamos como referencia, en el cual $\Psi = -0.0465$. De estos resultados se concluye que, en términos de bienestar, es más beneficiosa una regla monetaria sin componente inercial para hacer frente a un choque de riesgo financiero.

En la segunda simulación se modifica la regla monetaria, de tal forma que esta reacciona a variaciones del PBI en lugar de su crecimiento. Como se menciona en Caputo y otros (2011), una regla con respuesta al ciclo del PBI da a lugar a respuestas monetarias más agresivas. En términos de parámetros óptimos, el valor de $\alpha_y = 0.3$ es mucho menor al obtenido en la regla original, 2.2. Esto se explica por el cambio de variable en la regla de política monetaria. Este resultado es coherente con el parámetro óptimo obtenido en Benes y Kumhof (2015) donde la regla monetaria responde al ciclo del PBI y cuyo valor es de 0.1. En términos de bienestar, que la regla monetaria responda al ciclo del PBI, brinda un mayor bienestar respecto al caso que estamos tomando como referencia.

Los siguientes dos ejercicios evalúan bancos centrales que actúan de forma agresiva frente a la inflación. En la tercera simulación, suponemos que el banco central sigue un comportamiento de “halcón”, respondiendo solo a la inflación en su regla monetaria. En esta simulación solo se calibró $\alpha_y = 0$ esto permite un valor de $\alpha_f \geq 0$. En todas las demás simulaciones este parámetro tomó el valor de cero, $\alpha_f = 0$. En el cuarto ejercicio de simulación asumimos que el banco central sigue un régimen de metas de inflación estricto, es decir, la autoridad monetaria hace cumplir su meta de inflación en todos los períodos.

En la tercera simulación el costo de bienestar es mayor que en el modelo inicial. Ello se explica por la naturaleza del choque de riesgo financiero que es similar a un choque de demanda, donde no existe el típico *trade-off* de política monetaria, lo que permite al banco central estabilizar ambos objetivos a la vez. Al responder únicamente a desvíos de la meta de inflación, el banco central no interviene con todo su potencial para estabilizar variaciones del PBI. Este comportamiento es interiorizado por los agentes en su formación de expectativas. Los agentes, al esperar una respuesta de política monetaria menos agresiva, tienen la expectativa de un crecimiento económico más lento y, por tanto, menores expectativas

inflacionarias. Bajo el supuesto de expectativas racionales, este mecanismo de transmisión implica una caída más pronunciada del PBI y la inflación en el período corriente y un mayor costo de bienestar.

En la cuarta simulación la ganancia de bienestar es mayor que en el caso que estamos utilizando como referencia. Usando los parámetros de política monetaria de esta simulación el banco central es exitoso en el manejo de las expectativas inflacionarias. En este escenario, los agentes asumen que la autoridad monetaria cumple siempre con la meta de inflación, $\pi_t = \bar{\pi}$. Esto da a lugar a que disminuya la volatilidad de las tasas de interés porque la expectativa de inflación de los hogares es menos volátil. En ese sentido, cualquier movimiento de tasa de interés nominal "mueve" directamente la tasa de interés real en una magnitud similar debido a que $\pi_t = E_t \{\pi_{t+1}\}$. Este hecho hace que el consumo y la inversión sean más sensibles a los cambios en las tasas de interés, lo cual atenúa una caída en el PBI.

El quinto ejercicio modifica la respuesta en la regla monetaria a la inflación y al ciclo crediticio por el lado de la política macroprudencial. Bajo estas reglas de política el banco central y el regulador bancario responden a las expectativas de ambas variables con un período de anticipación. Este ejercicio tiene como objetivo capturar el efecto en el bienestar que tendría en las políticas monetaria y macroprudencial la acción anticipada a un choque de riesgo financiero. Las reglas monetarias y macroprudenciales con componentes *forward looking* logran un mayor nivel de bienestar dado que en nuestro modelo las expectativas inflacionarias tienen un rol importante en los mecanismos de transmisión de la política económica. De este resultado, concluimos que una alerta temprana acompañada de un monitoreo exhaustivo del estado futuro de la economía que permita anticipar un choque de riesgo financiero es de suma importancia para los responsables de política. En el caso de una regla macroprudencial, el análisis profundo de la economía y el conocimiento a cabalidad de los mecanismos de transmisión del choque de riesgo financiero son claves para su implementación. Más aún, a medida que el indicador al que se "ata" la activación del componente cíclico del requerimiento de capital pueda anticiparse a posibles escenarios de estrés financiero o a ciclos crediticios recesivos, la regla macroprudencial generará mayores ganancias en términos de bienestar.

Finalmente, el sexto escenario no toma en cuenta los componentes de indexación de precios y salarios del modelo, es decir $\lambda_H, \lambda_M, \lambda_W = 0$, ni de los hábitos de consumo, $\varsigma = 0$. Este escenario busca explorar los resultados en el bienestar en un contexto en que no hay componentes de inercia en la inflación, lo cual implica que las expectativas inflacionarias tienen un efecto más profundo en los mecanismos de transmisión de la política económica. En este caso, el cálculo del costo de bienestar $\Psi$ se compara con respecto al modelo con fricciones reales e indexación de precios y salarios "apagados" y con un regulador bancario que actúe de acuerdo con lo estipulado en las recomendaciones de Basilea II. La ganancia de bienestar del modelo óptimo III es mayor cuando no hay componentes de inercia en la inflación y, por ende, las expectativas inflacionarias hacen que las políticas monetaria y macroprudencial tengan un mayor impacto en el desempeño de la economía. En este escenario la ganancia de bienestar del modelo óptimo III es mayor. De este resultado podemos inferir que el régimen III con parámetros óptimos logra manejar de forma más exitosa las expectativas de los agentes respecto a los otros regímenes monetarios-macroprudenciales considerados.

## 3 Conclusiones

Este estudio realiza un análisis sobre la interacción óptima de las políticas monetarias y macroprudenciales en una economía pequeña y abierta adecuada a las recomendaciones propuestas por Basilea III. En este contexto, existe un regulador bancario que establece un requerimiento mínimo de capital con un componente cíclico "atado" a la dinámica del crédito bancario. El objetivo de este trabajo es evaluar cuál es el arreglo monetario-macroprudencial óptimo para hacer frente a un choque de riesgo financiero

definido como en Christiano y otros (2014). Con este fin, se evalúa si la regla de Taylor, que guía las decisiones del banco central, debe responder al ciclo del crédito bancario cuando existe un regulador macroprudencial que implementa un requerimiento de capital cíclico.

Se utilizó el modelo expuesto en García-Cicco y otros (2014) estimado para la economía chilena, el cual cuenta con fricciones reales, nominales y, principalmente, dos tipos de fricciones financieras que surgen de la interacción entre el mecanismo del acelerador financiero propuesto por Bernanke y otros (1999) y el problema de riesgo moral descrito en Gertler y Karadi (2011). Además, se realiza una modificación en la modelación bancaria, la cual permite la incorporación de la política macroprudencial. Esto da como resultado que la restricción a la expansión de los activos bancarios no sea explicada por la preocupación de los depositantes ante posibles desvíos de fondos –en forma de dividendos– de los banqueros, sino por la introducción de un regulador que se ocupa de proteger a los depositantes, estableciendo requerimientos mínimos de capital a ser cumplidos por todos los bancos de forma activa en cada período. Las ventajas de este modelo son que, además de tener sustento empírico, cuenta con un sector bancario explícito a diferencia de otros trabajos sobre la materia realizados para economías pequeñas y abiertas. Véase, por ejemplo, Ozkan y Unsal (2014) y Amado (2014).

La metodología utilizada sigue el trabajo de Schmitt-Grohé y Uribe (2007) quienes proponen la obtención de reglas de política óptimas y viables. En este trabajo se han calibrado reglas de política con parámetros no óptimos, obtenidos de otros estudios. Los resultados muestran que cuando se utilizan parámetros no óptimos, una regulación macroprudencial más estricta –es decir, pasar de un tope fijo de 8% a $10,5\%$– reduce el bienestar del hogar representativo si la política monetaria responde a las condiciones financieras. Cuando se calibran la regulación bancaria y la regla de política monetaria con los parámetros óptimos, se muestra que no es beneficioso introducir una respuesta a las condiciones financieras en la regla monetaria, debido a que ello incrementaría la volatilidad de las principales variables macroeconómicas. Esto se explica porque las expectativas inflacionarias aumentan en gran medida, tanto en valor promedio como en volatilidad, cuando la regla monetaria responde al ciclo del crédito bancario.

El mecanismo de transmisión mediante el cual opera este efecto es el tipo de cambio. Si los agentes esperan una respuesta más agresiva de política monetaria ante un choque de riesgo financiero, asumirán una mayor depreciación cambiaria que incremente los costos de las firmas importadoras y la trasladarán a la inflación contemporánea. Este efecto se ve reforzado bajo un régimen cambiario flexible y con bienes finales totalmente transables. Las mayores expectativas inflacionarias originan mayores costos en la estabilización macroeconómica, tanto por el lado monetario como por el macroprudencial. Un resultado importante es que la introducción de un componente cíclico en el requerimiento mínimo de capital brinda ganancias de bienestar significativas cuando la economía enfrenta un choque de riesgo financiero, porque ello estabiliza el crédito en mejor forma que una regulación con topes fijos como en Basilea II y, por tanto, mitiga la reducción en la inversión y el PBI causada por el choque. Otra característica de la interacción monetario-macroprudencial óptima es que no es necesaria una coordinación entre ambas políticas para hacer frente a un choque de riesgo financiero. Este estudio demuestra que basta con que ambas actúen respondiendo de forma agresiva a sus componentes sistémicos.

Finalmente, los resultados se sometieron a un análisis de sensibilidad donde se varió la naturaleza de ambas reglas. Resalta el hallazgo sobre la importancia del manejo de las expectativas en el bienestar del hogar representativo. Una regla monetaria con alta credibilidad en el manejo de la inflación -un esquema de metas de inflación estricto o con componentes *forward looking* en las reglas de política monetaria y macroprudencial- brinda mayores ganancias de bienestar. Estos resultados son importantes para la futura implementación de las propuestas de Basilea III en economías emergentes debido a que, para mejorar la eficiencia de la regulación bancaria, el componente cíclico del requerimiento mínimo de capital debe estar "atado" a un indicador macroeconómico que dé señales creíbles sobre el desempeño de la economía.

# ANEXO A. CALIBRACIÓN DEL MODELO DSGE

Para la elección de los parámetros de la calibración se toma como referencia el trabajo de García-Cicco y otros (2014). Además, se toma en cuenta la estimación de los parámetros relevantes del modelo que los autores llaman GK-BGG para la economía chilena, presentada en el mismo artículo. Se utilizan los valores de la estimación que incluyen variables financieras, tales como el *spread* entre la tasa de préstamos a 90 días y la tasa de política monetaria, y el *spread* de tasas de bonos corporativos A *vs.* AAA. La frecuencia temporal de la calibración es trimestral. Así, los hábitos de consumo se calibran en 0.71.

Existe un conjunto de parámetros cuyo valores son similares a los considerados en Medina y Soto (2005): la tasa de depreciación del capital (0.015), la participación del capital en la función de producción (33%) y la elasticidad de sustitución intra bienes domésticos ($\epsilon_H = 11$) e importados ($\epsilon_M = 11$). La elasticidad de la oferta laboral (de Frisch) toma el valor de 1, siguiendo a Adolfson y otros (2007).

El parámetro que mide el costo de ajuste de la inversión toma el valor de 1.22. Este parámetro es también obtenido a partir de la estimación de García-Cicco y otros (2014). Este valor de calibración es menor que el valor convencional utilizado en otras calibraciones para este parámetro, entre 2 y 4; los autores señalan que esto se debe a la presencia de fricciones financieras en el modelo. Otros parámetros calibrados a partir de la estimación de los autores son los que rigen la dinámica de los salarios y de la inflación de bienes domésticos e importados. Así, la probabilidad de Calvo para los salarios se calibra con un valor de 0.95, lo que indica que el hogar logra optimizar sus salarios en 5% de los mercados en los que participa y que, en promedio, los salarios no varían en 20 trimestres. En los mercados restantes los salarios se indexan a la inflación del período anterior con un parámetro de ponderación de 0.32. En el caso de la inflación doméstica, la probabilidad de Calvo es de 0.47, lo que indica que los precios domésticos se mantienen fijos en promedio alrededor de 2 trimestres, y el grado de indexación a la inflación pasada es del 43%. Para el caso de la inflación importada los parámetros $\phi_M$ y $\lambda_M$ son de 0.85 y 0.38, respectivamente.

Otros parámetros son obtenidos a partir de información de las principales cuentas macroeconómicas de Chile para el período 1987-2012. Se tiene, por ejemplo, al ratio de bienes importados en la canasta de consumo ($\gamma$), que es igual a 32% y corresponde al ratio promedio de las importaciones sobre la absorción interna. Asimismo, la participación gubernamental en el sector *commodities* ($\xi = 61\%$) corresponde a una ponderación entre la participación de Codelco en la producción de cobre nacional y la tasa de impuesto (o *royalties*, de forma general) aplicada a la minería privada durante el período considerado. Otros ratios son los de balanza comercial como porcentaje del PBI (4%), gasto público como porcentaje del PBI (11%) y producción de *commodities* respecto del PBI total (10%). La elasticidad de la prima de riesgo cambiaria es de 0.01; un valor utilizado comúnmente en la literatura de economías pequeñas y abiertas. Este valor garantiza la estacionariedad del modelo sin generar cambios significativos en la dinámica de las variables endógenas. La elasticidad de sustitución entre bienes domésticos e importados ($\psi$) se calibra con el valor de 1.37 y la elasticidad de la demanda por exportaciones ($\psi^*$) con un valor de 0.43.

En relación con los parámetros de política monetaria, el grado de inercia se calibra con un valor de 0 que difiere del valor estimado para la economía chilena, 0.79. Hacemos uso del mismo supuesto de Gertler y Karadi (2011), el cual consiste en que, en épocas de crisis, el banco central abandona el suavizamiento de tasas de interés debido a que en un contexto de estrés financiero no puede manejar las expectativas de los agentes de la economía como en "épocas normales" por lo que debe actuar de forma más rápida; este argumento tiene un sustento empírico, en Schmidt-Hebbel y Muñoz (2012), se muestra que, durante la reciente crisis financiera global, los bancos centrales actuaron con un menor grado de inercia en sus respectivas reglas monetarias. En tanto, la respuesta monetaria a las desviaciones de la inflación respecto a su meta, al crecimiento del PBI y al ciclo del crédito son de 1.49, 0.14 y 0.07, respectivamente.

Para los parámetros de la política macroprudencial utilizamos el valor de estado estacionario del *leverage* bancario, igual a 9%. Este valor se reemplaza por el valor de estado estacionario del requerimiento mínimo de capital, el cual dependiendo del esquema regulatorio considerado –Basilea II o Basilea III– toma valores de 8% o 10.5%. El valor inicial de $\nu_f$ es de 1.4. El choque de riesgo financiero tiene un grado de persistencia de 0.89 y una desviación estándar de 0.01.

**CUADRO 7.** *Calibración*

| Parámetro | Símbolo | Valor |
|---|---|---|
| Hábitos de consumo | $\varsigma$ | 0.71 |
| Elasticidad de Frisch | $\eta$ | 1 |
| Tasa de depreciación del capital | $\delta$ | 0.015 |
| Participación del capital en función de producción | $\alpha$ | 0.33 |
| Porcentaje de bienes importados en canasta de consumo | $\gamma$ | 0.32 |
| Elasticidad de sustitución bienes domésticos | $\epsilon_H$ | 11 |
| Elasticidad de sustitución bienes importados | $\epsilon_M$ | 11 |
| Participación gubernamental en sector *commodities* | $\xi$ | 0.61 |
| Elasticidad Prima de Riesgo | $\psi$ | 0.01 |
| Elasticidad de sustitución bs. domésticos e importados | $\varphi$ | 1.37 |
| Elasticidad de demanda por exportaciones | $\varphi^*$ | 0.43 |
| Costo de ajuste de la inversión | $\varpi$ | 1.22 |
| Probabilidad de Calvo salario real | $\phi_W$ | 0.95 |
| Indexación inflación pasada salarios | $\lambda_W$ | 0.32 |
| Probabilidad de Calvo bienes domésticos | $\phi_H$ | 0.47 |
| Indexación inflación pasada bienes domésticos | $\lambda_H$ | 0.43 |
| Probabilidad de Calvo bienes importados | $\phi_M$ | 0.85 |
| Indexación inflación pasada bienes importados | $\lambda_M$ | 0.38 |
| Balanza comercial como % del PBI en E.E. | $s^{tb}$ | 4% |
| Gasto público como % del PBI en E.E. | $s^g$ | 11% |
| Producción de *commodities* como % del PBI en E.E. | $s^{co}$ | 10% |
| Inflación en E.E. | $\bar{\pi}$ | 3% |
| Precio relativo de bienes domésticos en E.E. | $p^H$ | 1 |
| Horas de trabajo en E.E. | $h$ | 0.2 |
| Crecimiento de largo plazo | $\bar{a}$ | 2.5% |
| Tasa de interés de política monetaria en E.E. | $R$ | 5.8% |
| Tasa de interés externa en E.E. | $R^*$ | 4.50% |
| Prima de riesgo en E.E. | $\bar{\psi}^E$ | 140$pb$ |
| *Spread* bancario | $spread$ | 380$pb$ |
| Inyección de capital para nuevos bancos | $\iota$ | 0.002 |
| Costo de bancarrota bancaria | $\mu^e$ | 0.12 |
| Tasa de sobrevivencia de empresarios | $\nu$ | 0.97 |
| Prima financiera externa empresarial | $rp$ | 120$pb$ |
| Apalancamiento empresarial | $\bar{\phi}^e$ | 2.05 |
| Inercia monetaria | $\rho_R$ | 0.0 |
| Respuesta monetaria a desviaciones de la inflación | $\alpha_\pi$ | 1.49 |
| Respuesta monetaria al crecimiento del PBI | $\alpha_y$ | 0.14 |
| Respuesta monetaria al ciclo del crédito | $\alpha_f$ | 0.07 |
| Respuesta macroprudencial al crédito bancario | $\nu_f$ | 1.40 |
| Requerimiento mínimo de capital bancario en E.E. | $\bar{rc}$ | 8% o 10.5% |
| Persistencia choque de riesgo | $\rho_{\sigma_\omega}$ | 0.89 |
| Desviación estándar choque de riesgo | $\sigma_\omega$ | 0.01 |

## REFERENCIAS

Adolfson, M., S. Laséen, J. Lindé y M. Villani (2007), "Bayesian estimation of an open economy DSGE model with incomplete pass-through", *Journal of International Economics*, 72(2), 481-511.

Amado, M. (2014), "Macroprudential rules in small open economies", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2014-9.

Angelini, P., S. Neri y F. Panetta (2012), "Monetary and macroprudential policies", ECB Working Paper 1449.

Aydin, B. y E. Volkan (2011), "Incorporating Financial stability in inflation targeting frameworks", IMF Working Paper 11/224.

Bank of England (2009), "The role of macroprudential policy", Bank of England, Discussion Paper.

Bank for International Settlements (2014), *Bank for International Settlements: 84th Annual Report*, disponible en http://www.bis.org/publ/arpdf/ar2014e.htm.

Banco Santander Chile (2014), "Basilea III: ¿Qué es y por qué es necesario adoptarla?", Estudios y Políticas Públicas, Policy Paper.

Bejarano, J. A. y L. F. Charry (2014), "Financial Frictions and optimal monetary policy in a small open economy", Banco de la República, Borradores de Economía 852.

Benes, J. y M. Kumhof (2015), "Risky bank lending and countercyclical capital buffers", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 58, 58-80.

Bernanke, B. (2015), "Should monetary policy take into account risks to financial stability?", disponible en http: //www.brookings.edu/blogs/ben-bernanke

Bernanke, B., M. Gertler y S. Gilchrist (1999), "The financial accelerator in a quantitative business cycle", en Taylor, J. B. y Woodford, M. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, vol 1, capítulo 21, 1341-1393.

Bloom, N. (2009), "The impact of uncertainty shocks", *Econometrica*, 77(3), 623-685.

Brockmeijer, J., M. Moretti, J. Osinski, N. Blancher, J. Gobat, N. Jassaud, C. Lim, E. Loukoianova, S. Mitra y E. Nier (2011), "Macroprudential policy: An organizing framework", IMF Policy Paper.

Calvo, G. A. (1983), "Staggered prices in a utility-maximizing framework", *Journal Monetary Economics*, 12(3), 383-398.

Caputo, R., J. P. Medina y C. Soto (2009), "Financial shocks and optimal monetary policy in small open economies", mimeo, Central Bank Macroeconomic Modeling Workshop.

Caputo, R., J. P. Medina y C. Soto (2011), "Understanding the impact of the global financial shock on the chilean economy", mimeo, BIS 2nd CCA Conference on Monetary Policy, Financial Stability and the Business Cycle.

Castillo, P. y A. Contreras (2010), "Instrumentos no convencionales de política monetaria ¿Cuándo y por qué?", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 144, 4-8.

Castillo, P., A. Contreras, Z. Quispe e Y. Rojas (2011), "Política macroprudencial en los países de la región", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 149, 4-7.

Christiano, L. J., M. Trabandt, y K. Walentin (2011), "Introducing financial frictions and unemployment into a small open economy model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(12), 1999-2041.

Christiano, L. J., R. Motto y M. Rostagno (2014), “Risk shocks”, *American Economic Review*, 104(1), 27-65.

Curdia, V. y M. Woodford (2010), “Credit spreads and monetary policy”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(S1), 3-35.

De Resende, C., A. Dib, R. Lalonde y N. Perevalov (2013), “Countercyclical bank capital requirement and optimized monetary policy rules”, Bank of Canada Staff Working Paper 8.

Faia, E. y T. Monacelli (2007), “Optimal interest rate rules, asset prices, and credit frictions”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(10), 3228-3254.

Fondo Monetario Internacional (2008), “Consulta del Articulo IV con Chile correspondiente a 2008”, disponible en https://www.imf.org/external/np/sec/pn/2008/esl/pn0888s.htm.

Fondo Monetario Internacional (2009), “Consulta del Articulo IV con Chile correspondiente a 2009”, disponible en https://www.imf.org/external/spanish/np/sec/pn/2009/pn09111s.htm.

Galati, G. y R. Moessner (2013), “Macroprudential policy. A literature review”, *Journal of Economic Surveys*, 27(5), 846-878.

Galindo, A. J., L. Rojas-Suarez y M. del Valle (2012), “Capital Requirements under Basel III in Latin America”, Center for Global Development Working Paper, 296.

García-Cicco, J., M. Kirchner y S. Justel (2014), “Financial frictions and the transmission of foreign shocks in Chile”, Banco Central de Chile, Documentos de Trabajo 722.

Gertler, M. y P. Karadi (2011), “A model of unconventional monetary policy”, *Journal of Monetary Economics*, 58(l), 17-34.

Jácome, L. (2013), “Política Macroprudencial: ¿En qué consiste y cómo ponerla en práctica?”, *Boletín del CEMLA*, 59(2), 93-120.

Kim, J. y S. H. Kim (2003), “Spurious welfare reversals in international business cycle models”, *Journal of International Economics*, 60(2), 471-500.

Leduc, S. y L. Zheng (2012), “Uncertainty shocks are aggregate demand shocks”, Federal Reserve Bank of San Francisco, Working Paper 10.

Medina, J. P. y C. Soto (2005), “Model for analysis and simulations (MAS): A small open economy DSGE for the Chilean economy”, Banco Central de Chile.

Ozkan, F. G. y D. F. Unsal (2014), “On the use of monetary and macroprudential policies for small open economies”, IMF Working Paper 112.

Rannenberg, A. (2012), “Asymmetric information in credit markets, bank leverage cycles and macroeconomic dynamics”, Bank of Belgium, Working Paper 224.

Rojas-Suarez, L. (2015), “Basilea III en Chile: Ventajas, desventajas y desafíos para implementar el nuevo estándar internacional de capital bancario”, Center for Global Development Working Paper 061.

Rubio, M. y J. A. Carrasco-Gallego (2014), “Macroprudential and monetary policies: Implications for financial stability and welfare”, *Journal of Banking and Finance*, 49, 326-336.

Ruiz, J., M. Viola, A. Gurza y E. Dos Santos (2014), “El uso de políticas macroprudencialcs en América Látina: ¿Qué, cómo y por qué?”, BBVA Research, Observatorio Económico América Látina.

Schmidt-Hebbel, K. y F. Muñoz (2012), “Monetary policy decisions by the world’s central banks using real-time data”, Instituto de Economía UC, Documentos de Trabajo 426.

Schmitt-Grohé, S. y M. Uribe, (2007), “Optimal simple and implementable monetary and fiscal rules”, *Journal of Monetary Economics*, 54(6), 1702-1725.

Suh, H. (2012), “ Macroprudential policy: Its effects and relationship to monetary policy”, Federal Reserve Bank of Philadelphia, Working Paper 12-28.

Svensson, L. E. (2015), “Monetary policy and macroprudential policy: Different and separate”, mimeo, Federal Reserve Bank of Boston, 59th Annual Conference.



# Convocatoria para publicación en la Revista Estudios Económicos

La *Revista Estudios Económicos* (REE) es una publicación del Banco Central de Reserva del Perú que tiene como objetivo la divulgación de investigaciones económicas en temas de interés para el Banco Central de Reserva del Perú y la economía peruana. Las principales áreas de interés de la REE incluyen macroeconomía, política monetaria, economía internacional, política económica y finanzas.

El Comité Editorial de la REE invita a investigadores del BCRP y de otras instituciones a enviar trabajos para ser evaluados para su publicación en esta revista.

## Instrucciones para autores

1. **Envíos.** Se recomienda el envío del manuscrito por vía electrónica a la dirección **ree@bcrp.gob.pe**.

   Alternativamente, los manuscritos pueden ser enviados en 3 copias impresas, a una cara por página, a la siguiente dirección postal:

   Editores Revista de Estudios Económicos
   Sub Gerencia de Investigación Económica
   Banco Central de Reserva del Perú
   Jr. Miró Quesada 441 - 445
   Lima 1, Perú.

   (a) Los manuscritos presentados deben ser trabajos originales no publicados en ningún otro medio. Asimismo no deben ser sometidos para publicación en algún otro medio al mismo tiempo que son sometidos para la publicación en la REE.

   (b) Las remisiones pueden ser hechas en formatos PDF, Word o TeX.

   (c) Los manuscritos deben ser escritos en **español**. Debe evitarse utilizar términos en otro idioma. De ser absolutamente necesario, estos términos deben ser escritos en letras cursivas.

   (d) Los manuscritos serán sometidos a una evaluación por parte de los Editores de la REE, quienes se reservan el derecho de rechazar cualquier manuscrito que no cumpla con los estándares de la REE.

   (e) La remisión de trabajos a la REE implica la aceptación por parte de los autores de las condiciones aquí especificadas.

2. **Manuscrito.** Los trabajos deben ser escritos a doble espacio, en formato A4 y sobre una sola cara. El artículo debe ser dividido en secciones. El tamaño del manuscrito no debe exceder la longitud de 40 páginas escritas a doble espacio, incluyendo bibliografía, anexos, gráficos y cuadros. Los autores son responsables de revisar el texto y las referencias bibliográficas para evitar errores que entorpezcan la labor editorial de los Editores de la REE.

3. **Portada.** La primera página debe contener el título completo del artículo así como nombres, afiliaciones, dirección completa, número de teléfonos y correos electrónicos de los autores. Debe contener además un resumen con un máximo de 300 palabras. Se deben incluir al menos tres "palabras clave" y tres códigos de la clasificación JEL. Los agradecimientos aparecerán en la primera nota al pie del texto.

4. **Gráficos y cuadros.** Los gráficos y cuadros deben aparecer al final del texto o ser enviados en archivos separados. Los cuadros y gráficos deben ser numerados de manera independiente y consecutiva utilizando los términos "Cuadro" y "Gráfico" (por ejemplo, Cuadro 1, Gráfico 1, Cuadro 2,...). No utilizar los términos "Tabla" o "Figura".

   De ser necesario, los Editores de la REE podrán solicitar los cuadros o los datos de los gráficos en formatos que permitan incorporar modificaciones o ediciones de forma, de acuerdo con el estilo de la REE (por ejemplo, en MS Excel).

5. **Notas al pie de página.** Las notas deben aparecer al pie de la página respectiva y su numeración debe ser consecutiva. Se recomienda minimizar el uso de notas al pie de página y evitar el uso de las mismas para referencias bibliográficas.

6. **Referencias bibliográficas.** Las citas en el texto serán de la siguiente manera: Engle (1982), Gonzalo y Ng (2001), Céspedes y otros (2004). Toda cita textual debe aparecer entre comillas "..." y su referencia debe contener el número de las páginas de donde proviene el texto: (Adolfson, 2007, p. 470), (Gordon y Leeper, 1994, p. 1244), (Vega y otros, 2009, pp. 52-53). Del mismo modo, de tratarse de una monografía o libro, debería inclurise el número de sección, capítulo o página: Hamilton (1994, sección 18.2), Durbin y Koopman (2001, cap. 4), Carnot y otros (2011, pp. 103-115).

   Las referencias bibliográficas deben aprecer listadas en orden alfabético al final del texto y comprender únicamente citas incluidas en el texto. A continuación, se describe el estilo de citación de la REE.

   Los artículos provenientes de **revistas académicas especializadas** y ampliamente conocidas ("*journals*") deben ser citados de la siguiente manera:

   Adolfson, M. (2007), "Incomplete exchange rate pass-through and simple monetary policy rules", *Journal of International Money and Finance*, 26(3), 468-494.

   Céspedes, L., R. Chang y A. Velasco (2004), "Balance sheet and exchange rate policy", *American Economic Review*, 94(4), 1183-1193.

   Engle, R. F. (1982), "Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation", *Econometrica*, 50(4), 987-1007.

   Gonzalo, J. y S. Ng (2001), "A systematic framework for analyzing the dynamic effects of permanent and transitory shocks", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 25(10), 1527-1546.

   Gordon, D. y E. Leeper (1994), "The dynamic impacts of monetary policy: An exercise in tentative identification", *Journal of Political Economy*, 102(6), 1228-1247.

   En el caso de artículos de **revistas especializadas editadas por bancos centrales** u otras instituciones afines, debe incluirse el nombre de la institución. Los artículos de la REE y de la Revista *Moneda* corresponden a esta categoría:

   Armesto, M. T., K. M. Engemann y M. T. Owyang (2010), "Forecasting with mixed frequencies", Federal Reserve Bank of St. Louis, *Review*, November/December, 521-536.

   McLaren, N. y R. Shanbhogue (2011), "Using internet search data as economic indicators", Bank of England, *Bank of England Quarterly Bulletin*, 51(2), 134-140.

   Monge, A. and D. Winkelried (2009), "PPC y convergencia de precios: Un análisis para las ciudades del Perú", Banco de la República, *Ensayos de Política Económica*, 27(58), 56-105.

Vega, M., S. Bigio, D. Florián, G. Llosa, S. Miller, N. Ramírez, D. Rodríguez, J. Salas y D. Winkelried (2009), "Un modelo semi-estructural de proyección para la economia peruana", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Estudios Económicos*, 17, 51-83.

Winkelried, D. (2010), "Sobre los determinantes de la inflación", Banco Central de Reserva del Perú, *Revista Moneda*, 145, 12-16.

Para artículos que forman **parte de compilaciones** debe especificarse el nombre de los editores o compiladores y los datos editoriales de la compilación:

Caballero, R. (1999), "Aggregate investment", en Taylor, J. y M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier, vol. 1, cap. 12, 813-862.

Levine, R. (2005), "Finance and growth: Theory and evidence", en P. Aghion y S. N. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Elsevier, vol. 1A, cap. 12, 865-934.

Mihaljek, D. y M. Klau (2008), "Exchange rate pass-through in emerging market economies: What has changed and why?", en Bank for International Settlements (ed.), *Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economies*, BIS Papers chapters 35, 103-130.

Reinhart, C. y V. Reinhart (2002), "What hurts emerging markets most? G-3 exchange rate or interest rate volatility?", en Edwards, S. y J. Frankel (eds.), *Preventing Currency Crises in Emerging Markets*, University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research, 133-170.

Romer, C. y D. Romer (1989), "Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz", en Blanchard, O. y S. Fischer (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, 9, 13-57.

En el caso de documentos pertenecientes a series de **documentos de trabajo** (*working papers*), debe especificarse la institución de la serie y el número del documento:

Abiad, A., B. Gultekin, R. Mariano y T. Shabbir (2002), "Markov chains in predictive models on currency crises, with application to Southeast Asia", Penn Institute for Economic Research, Working Paper 02-013.

Edwards, S. (2002),"Does the current account matter?", NBER Working Paper 8275.

Elekdag, S. e I. Tchakarov (2004), "Balance sheets, exchange rate policy and welfare", IMF Working Paper 04/63.

Escobal, J. y M. Castillo (1994), "Sesgos en la medición de la inflación en contextos inflacionarios: El caso peruano", Grupo de Análisis para el Desarrollo (GRADE), Documento de Trabajo 21.

Lahura, E. y G. Castillo (2016), "Midiendo el impacto de cambios tributarios sobre la actividad económica en Perú", Banco Central de Reserva del Perú, Documento de Trabajo 2016-010.

Finalmente, el estilo de citación para **monografías y libros** es el siguiente:

Amemiya, T. (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Cameron, A. C. y P. K. Trivedi (2005), *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.

Durbin, J. y S. J. Koopman (2001), *Time Series Analysis by State Space Methods*, Oxford Statistical Science Series 24, Oxford University Press.

Rao, C. R., H. Toutenburg, Shalabh y C. Heumann (2008), *Linear Models and Generalizations: Least Squares and Alternatives*, 3era edición extendida, Springer Series in Statistics, Springer-Verlag.

7. **Pruebas de imprenta.** Los editores de la REE se reservan el derecho de modificar fragmentos del texto para fines editoriales, de diagramación y de estilo narrativo. El autor de correspondencia recibirá pruebas del manuscrito electrónicamente para su revisión y corrección. Las pruebas deben ser corregidas en un lapso 48 horas, de otro modo la publicación podría ser pospuesta.

8. **Distribución de copias.** El autor de correspondencia recibirá vía correo electrónico una copia en PDF de su artículo aceptado. Si el autor deseara recibir copias impresas por correspondencia postal, deberá solicitarlas a la oficina de publicación, en cuyo caso recibirá 3 ejemplares gratuitos. Copias adicionales pueden ser solicitadas a la oficina de publicación a un costo adicional.

9. **Derechos de publicación.** Una vez que un manuscrito es aceptado para su publicación, los respectivos autores deberán enviar el formulario de derechos de publicación cumplimentado a la oficina de publicación. Dicho documento es requisito para la publicación del manuscrito y asegura la correcta y amplia diseminación de la investigación. Los autores pueden utilizar el artículo publicado en otros ámbitos, toda vez que soliciten el permiso correspondiente al Comité Editorial de la REE.

**Comité Editorial**
**Revista Estudios Económicos**
**Banco Central de Reserva del Perú**



## REVISTA ESTUDIOS ECONÓMICOS

**NÚMERO 32 - Diciembre 2016**

Comparación de la transmisión de choques de política monetaria en América Latina: Un panel VAR jerárquico. *F. Pérez*

Transmisión de choques de política monetaria de Estados Unidos sobre América Latina: Un enfqoque GVAR. *J. Flores*

Sistema financiero, informalidad y evasión tributaria en el Perú. *E. Lahura*

Determinantes del margen financiero en el sector microfinanciero: El caso peruano. *H. Fuentes*

**NÚMERO 31 - Junio 2016**

La productividad como clave del crecimiento y el desarrollo en el Perú y el mundo. *N. Loayza*

Tendencias comunes en el índice de precios al consumidor. *M. G. Ramos y D. Winkelried*

Un análisis de la efectividad de las intervenciones cambiarias en el Perú. *J. D. Durán-Vanegas*

Sector bancario, mercado de capitales y actividad real en el Perú. *E. Lahura y M. P. Vargas*

Expectativas de inflación y dolarización en el Perú. *R. Rossini, M. Vega, Z. Quispe y F. Pérez*

**NÚMERO 30 - Diciembre 2015**

Sobre entradas y salidas de capitales: Flujos brutos, netos y política económica. *J. De Gregorio*

Radiografía del costo del crédito en el Perú. *M. Choy, E. Costa y E. Churata*

Tendencias de las emisiones de bonos en el exterior de empresas en América Latina. *M. Luna, H. Vega y P. Castillo*

Crisis bancarias como eventos infrecuentes. *M. León, A. Vargas y D. Winkelried*

La gran depresión de la economía peruana: ¿Una tormenta perfecta? *L. G. Llosa y U. Panizza*

**NÚMERO 29 - Junio 2015**

Hacia mercados de capitales fuertes y estables en economías emergentes. *L. Rojas-Suarez*

Choques de colas anchas y política monetaria. *M. Ortiz*

Flujos de órdenes en el mercado cambiario y el valor intrínseco del Nuevo Sol. *W. Lock y D. Winkelried*

Medidas macroprudenciales y política monetaria en una economía pequeña y abierta. *J. Ribeiro*

Riesgo sistémico en el sistema financiero peruano. *C. D. Castro*

La relación histórica de los números de la Revista Estudios Económicos se encuentra en:
**http://www.bcrp.gob.pe/publicaciones/revista-estudios-economicos/ejemplares-publicados.html**